



EL COLEGIO DE MÉXICO

CENTRO DE ESTUDIOS ECONÓMICOS

MAESTRÍA EN ECONOMÍA

TRABAJO DE INVESTIGACIÓN PARA OBTENER EL GRADO DE
MAESTRO EN ECONOMÍA

LA OFERTA LABORAL DE LOS HOGARES EN MÉXICO:
MODELOS DE INTERACCIÓN ESTRATÉGICA

CURTIS HUFFMAN ESPINOSA

PROMOCIÓN 2008-2010

ASESOR:

DR. EDWIN VAN GAMEREN

AGOSTO 2010

La oferta laboral de los hogares en México

Modelos de interacción estratégica

Curtis Huffman Espinosa

Este trabajo de investigación ha sido posible gracias al apoyo financiero del Centro de Estudios Económicos de El Colegio de México a través de su programa de Becarios Estudiantes

2 de agosto de 2010

Resumen

Esta investigación discute, estima y compara modelos microeconómicos de interacción estratégica aplicados a la oferta laboral de los hogares en México. En tanto que la posibilidad de decisiones descentralizadas al interior del hogar provee el ímpetu para un marco de teoría de juegos, los modelos estimados se basan en el supuesto de que las variables observadas representan el resultado de un juego discreto estático. Los modelos son estimados usando datos de la Encuesta Nacional sobre Niveles de Vida de los Hogares 2002 (ENNViH). La estimación por máxima verosimilitud, basada en los conceptos de equilibrio no cooperativo de Nash y Stackelberg, se probó factible y los resultados producidos son plausibles. Los principales resultados sugieren la dependencia recíproca de las decisiones individuales al interior del hogar.*

(*) El autor agradece el aporte invaluable de la participación activa del Dr. Edwin van Gamberen en el desarrollo de esta investigación. Los errores que permanecen son de exclusiva responsabilidad del autor.

Índice general

1. Introducción	2
2. Modelos de decisión de los hogares	4
3. El estudio de la oferta laboral en México	7
4. El modelo estadístico	10
4.1. Especificación empírica	13
4.2. Comparación de modelos	19
4.2.1. Modelo recursivo de probabilidad	19
4.2.2. Modelos Probit y Probit Bivariado	19
4.2.3. Modelo de Nash	20
5. Descripción de los datos	23
5.1. Variables explicativas	24
6. Procedimiento de estimación y resultados	26
6.1. Metodología estadística	26
6.2. Resultados	34
6.2.1. Características individuales	34
6.2.2. Características del hogar	36
6.2.3. Parámetros de interacción	36
6.2.4. Comparación de Modelos	37
7. Conclusiones	40

Capítulo 1

Introducción

En los últimos años las investigaciones y estimaciones econométricas sobre oferta laboral han presentado muchas extensiones al modelo estándar de libro de texto—el modelo de un individuo que maximiza su utilidad escogiendo una combinación óptima de consumo y ocio—mostrando una tendencia clara a extender los modelos de decisión individuales a los hogares (cf. Apps y Rees (2009)). Estos esfuerzos atienden al hecho innegable de que, cotidianamente, los individuos enfrentan decisiones que no pueden ser analizadas teórica o empíricamente de manera individual: las decisiones de quienes son compañeros o partícipes con otra u otras personas en la misma suerte. Después de todo es un hecho insoslayable que las parejas o familias que viven juntas suelen tomar decisiones considerando a otros miembros del hogar, sobre todo en lo que respecta a la asignación de tiempo y dinero.

Aún cuando en esta área un gran cuerpo teórico se ha preocupado por desarrollar y poner a prueba modelos de toma de decisiones familiares, típicamente la investigación empírica de la oferta laboral en México ha pasado por alto el estudio de posibles relaciones complejas de retroalimentación en las decisiones que a este respecto toman los individuos que viven en el mismo hogar. Relaciones que econométricamente no se prestan a ser descritas o detectadas en modelos de una sola ecuación. Sin duda un factor que ha contribuido a esta tendencia es la complejidad que presupone la estimación de este tipo de modelos: regularmente éstos combinan sistemas de ecuaciones simultáneas con varios tipos de variables endógenas no lineales incluyendo variables dicotómicas. Sin embargo, la continua omisión de estos aspectos en el estudio de la oferta laboral no sólo impide la obtención de resultados potencialmente interesantes sino que introduce la posibilidad de un sesgo en el análisis empírico.

Una notable excepción en la investigación de la oferta laboral en México es el trabajo reciente de Acosta (2009) que estima un modelo de interacción estratégica en su estudio sobre la participación de cónyuges en el mercado laboral. Toda vez que la teoría de juegos provee una estructura natural para modelar la interdependencia de decisiones cualitativas, en este trabajo se estimó el modelo estadístico de un juego simultáneo con espacios de estrategias discretos, múltiples equilibrios e información completa, suponiendo que sus observaciones de participación eran los equilibrios de Nash del mismo.

Uno de los problemas centrales de estos modelos de interacción estratégica es que las ecuaciones que describen las estrategias de equilibrio de los agentes¹ dependen estrictamente de la estructura del juego y por ende del concepto de solución de equilibrio empleado. No es claro, por ejemplo, el efecto que tienen diferentes estructuras de interacción sobre las estimaciones empíricas, si éstas son sensibles o robustas a la correcta

¹Estos modelos mapean de manera general sobre sistemas de ecuaciones simultáneas no lineales.

especificación de un modelo u otro o al tipo de equilibrio que se supone corresponden las observaciones. El propósito del presente trabajo es contribuir en la respuesta a estas preguntas.

Como una extensión de esta línea de investigación que incorpora modelos de variables cualitativas endógenas al marco conceptual de la interacción estratégica de agentes,² se han estimado diferentes modelos de oferta laboral, para hombres y mujeres mexicanos que viven en pareja, usando los datos de la primera ola de la Encuesta Nacional sobre Niveles de Vida de los Hogares 2002 (ENNViH).

Tomando mucho del trabajo de Paul Bjorn y Quang Vuong (1984, 1985),³ hemos estimado como referencia en nuestras comparaciones un modelo que parte del supuesto de que las variables endógenas observadas representan el resultado de juegos discretos secuenciales, no repetidos y de información perfecta y completa, en particular les hemos supuesto el resultado de equilibrio de un juego no-cooperativo de Stackelberg (Modelo de Stackelberg). También se ha estimado con fines comparativos un modelo que supone a las observaciones como el equilibrio de Nash de un juego simultáneo (Modelo de Nash) y tres modelos más que pueden considerarse anidados en los dos modelos anteriores: un modelo recursivo de probabilidad, un modelo probit y un modelo de probit bivariado.

Se cree que la formulación alternativa de este trabajo permite continuar el avance en el estudio de la oferta laboral en México, analizando cómo los diferentes marcos de interacción estratégica presupuestos en los modelos afectan la estimación empírica, no sólo de modelos unipersonales de hogares balcanizados –en que cada función de utilidad depende sólo de si el respectivo miembro del hogar trabaja–, sino también de otros modelos que sí incorporan explícitamente el comportamiento estratégico en los hogares de México.

Después de un apartado introductorio general a los modelos de decisión de los hogares, la sección 3 revisa algunos trabajos empíricos sobre oferta laboral que toman a México como caso de estudio. La sección 4 continúa con la derivación detallada del modelo estadístico de Stackelberg, parte central de nuestro análisis, y su relación con los otros modelos estimados. Tras una breve descripción de los datos utilizados en la sección 5, la sección 6 presenta la discusión sobre los principales resultados de nuestras estimaciones. Por último se ha reservado la sección 7 para las conclusiones y algunos comentarios finales.

²Esta clase de modelos han sido objeto de varios estudios entre los que destacan el artículo seminal de Heckman (1978), Schmidt (1981), Bresnahan y Reiss (1991), Blundell y Smith (1993, 1994).

³Kooreman (1994) también ha usado el marco econométrico de Bjorn y Vuong en su estudio de decisiones conjuntas de participación en la fuerza laboral de parejas en una muestra de hogares en Holanda.

Capítulo 2

Modelos de decisión de los hogares

En su libro de economía laboral, Pierre Cahuc y André Zylberberg (2004) resumen así el punto de partida de la teoría neoclásica de la oferta de trabajo: “para mantener un empleo, es necesario primero decidir hacerlo”. Cómo se llega a este tipo de decisiones es siempre objeto de discusión entre economistas. El modelo estándar usado en el estudio empírico de las decisiones de oferta laboral, y que provee las bases para virtualmente todas las evaluaciones de política económica pública, es aquel de un tomador de decisiones individual, que divide su tiempo entre oferta laboral y ocio, y asigna el ingreso resultante a bienes de consumo. Este modelo postula que cada individuo dispone de una cantidad limitada de tiempo, sobre la que tiene que decidir cuánto asignar al ocio y al trabajo remunerado. Hay una vasta literatura que usa este modelo para analizar estas decisiones en diferentes contextos: estáticos, en el marco de un ciclo de vida, con incertidumbre.

Los estudios empíricos sobre oferta laboral también se han multiplicado en el curso de las últimas dos décadas. El desarrollo de estos estudios, revisados exhaustivamente a inicios de la década de los noventas por MaCurdy, Green y Paarsch (1990), se ha beneficiado de los avances alcanzados en la aplicación de métodos econométricos a datos individuales, y del deseo de evaluar las políticas económicas públicas que intentan influir directamente sobre la oferta laboral.¹

Si bien este tipo de modelos ha rendido frutos importantes a lo largo de los años, el análisis teórico y empírico sugiere que estos modelos proveen un fundamento inadecuado para la obtención de un entendimiento apropiado de las decisiones de los hogares, y para estimar los parámetros de conducta de hogares formados por dos adultos, en particular si tienen niños (cf. Apps y Rees (2009)). Después de todo, la familia tiene una influencia considerable sobre la conducta de sus miembros y la oferta de trabajo no es una excepción a esta regla.²

Consecuentemente, el modelo neoclásico básico ha tenido que ser adaptado para tomar en cuenta la influencia de las estructuras familiares. Toda vez que un hogar está conformado por varios individuos con preferencias posiblemente diferentes, pueden surgir situaciones en que los miembros del hogar tengan un conflicto de intereses.

Al analizar el comportamiento de toma de decisiones de los hogares, es esencial modelar correctamente cómo los miembros del hogar resuelven sus conflictos y alcanzan una decisión conjunta en estas situaciones. Sin embargo, las aproximaciones tomadas en el cuerpo teórico que se ocupa de estos temas difieren sus-

¹Desde el punto de vista de la política, la comprensión de cómo los incentivos económicos afectan las decisiones de los trabajadores y el grado en que estos últimos respondan a cambios en la política pública es muy importante.

²En muchos contextos ha sido argumentado que no es posible comprender las decisiones de oferta laboral de un individuo que vive en pareja, sin tomar en cuenta a su compañero o compañera (Blau (1997), Gustman y Steinmeier (2000)).

tancialmente. No se ha alcanzado un consenso respecto a cuál aproximación es la mejor para describir la interacción entre los miembros de un hogar, cuestión que tiene consecuencias empíricas importantes.³

Paul Samuelson (1956) y Gary Becker (1973, 1974) fueron los primeros economistas en reconocer el hecho de que los hogares se conforman de varios individuos. Desde 1970, ha emergido un vasto cuerpo teórico sobre la toma de decisiones al interior de los hogares, inspirado en su mayoría en el trabajo pionero de Gary Becker sobre la economía del matrimonio. Grosso modo, este cuerpo teórico puede dividirse en dos ramas, el abordaje cooperativo y el no-cooperativo. El abordaje cooperativo enfatiza la eficiencia en el sentido de Pareto como una característica de la toma de decisiones al interior del hogar. Esta rama incluye el modelo tradicional unitario, los modelos colectivos y los de negociación cooperativa.

El modelo unitario extiende el modelo básico neoclásico de la manera más simple, partiendo del principio de que la familia puede estudiarse como un agente con función de utilidad propia.⁴ Por su parte el modelo colectivo postula que tomar decisiones es fundamentalmente algo que hacen los individuos, y que la familia no es más que un marco particular que modifica el rango de posibles elecciones de cada uno de sus miembros.⁵ Los modelos de negociación dan cuenta del comportamiento cooperativo suponiendo la conducta de los hogares como resultado de un juego cooperativo, particularmente un juego de negociación de Nash. Ejemplos de modelos cooperativos incluyen los trabajos de Marilyn Manser y Murray Brown (1980), Marjorie B. McElroy y Mary J. Horney (1981), Patricia Apps y Ray Rees (1988) y Pierre-André Chiappori (1988).

Por otro lado el abordaje no-cooperativo supone que una decisión conjunta es el resultado de un juego no cooperativo entre los miembros del hogar. Ejemplos de este tipo de abordaje son los trabajos de Peter Kooreman (1994), Shelly Lundberg y Robert A. Pollack (1994), Bridget Hiedemann (1998) y Gustman y Steinmeier (2000).

En general la literatura empírica no ha provisto mucha evidencia sobre cómo funciona realmente el proceso de decisión al interior de los hogares. ¿Será que sus miembros cooperan en el sentido de compartir intereses comunes y toman su decisión maximizando una función de utilidad familiar como si hubiese un dictador benevolente, o maximizan sus propias funciones de utilidad de modo que la oferta laboral familiar es sólo el resultado de un juego no cooperativo?⁶

En este estudio hemos tomado partido extendiendo la literatura empírica de la oferta laboral con un abordaje no-cooperativo. Naturalmente, en el contexto de los modelos no-cooperativos, suponer que las decisiones de oferta laboral de los hogares son el resultado de un juego no cooperativo, no significa que las partes no se procuren una a otra y quieran llegar a un acuerdo, antes bien, significa que el acuerdo alcanzado no es soportado por compromisos vinculantes que obligan la implementación del conjunto acordado de acciones, sino por el interés propio de los jugadores.⁷ Si bien hay quien considera controvertido el uso de

³Un estudio reciente de los diferentes modelos de comportamiento de los hogares puede encontrarse en Apps y Rees (2009) de donde este capítulo ha tomado generosamente.

⁴Tradicionalmente, los estudios empíricos del comportamiento del hogar se han basado en esta primera generación de modelos económicos que tratan al hogar como una unidad de toma de decisiones. El modelo es referido a menudo como uno de preferencias comunes. De acuerdo con este modelo, el hogar maximiza una función de utilidad conjunta, o más precisamente, una función de bienestar del hogar sujeta a una restricción presupuestaria común.

⁵El modelo colectivo más elaborado es usualmente acreditado a Chiappori (1988, 1992).

⁶Con el fin de arrojar un poco de luz sobre la cuestión de cuál modelo es mejor para las aplicaciones empíricas, Erik Hernæs, Zhiyang Jia y Steinar Strøm (2001) compararon el desempeño empírico de modelos en ambas ramas usando datos de parejas noruegas, encontrando que el juego de Stackelberg con el liderazgo del varón provee un mejor ajuste a los datos que el juego de Nash y el modelo unitario.

⁷La mayoría de los autores que utilizan el marco de juegos cooperativos en el estudio de los hogares, pasan por alto las limitaciones legales y problemas prácticos asociados al supuesto de que contratos vinculantes controlan a los individuos en las familias. En este sentido parece claro que, en términos descriptivos, la toma de decisiones en los hogares se caracteriza mejor como no-cooperativa. Pudiese haber leyes, normas sociales y costumbres que constriñen las acciones individuales de los agentes al interior de los hogares, pero ciertamente parece extravagante sugerir que esto se resume en un mecanismo para hacer compromisos vinculantes completos (Apps y Rees (2009)).

modelos no-cooperativos en el contexto de los hogares,⁸ la evidencia empírica no parece estar de acuerdo con la idea de que los individuos que conforman un hogar puedan siempre alcanzar una decisión óptima en el sentido de Pareto (Dercon y Krishnan (2000), Udry (1996)).

Para modelar la decisión conjunta de oferta laboral de individuos que viven en pareja como el resultado de un comportamiento no-cooperativo, el supuesto básico de nuestro estudio es que la misma estructura de toma de decisiones es observada por todas las parejas en nuestra población,⁹ y que éstas toman sus decisiones de oferta laboral de acuerdo al juego de Stackelberg con el liderazgo del varón; esto es, de acuerdo a un juego asimétrico en el papel de los jugadores y con espacios de estrategias discretos.¹⁰

La estimación estructural de juegos no-cooperativos de decisión discreta se ha desarrollado rápidamente desde los trabajos seminales de Bjorn y Vuong (1984, 1985) y Bresnahan y Reiss (1991). En estos modelos, el econométrista estudia las decisiones discretas observadas de los agentes, suponiendo pagos latentes para los agentes y tomando en consideración la interacción estratégica de los mismos. Imponiendo una cierta estructura, la que induce el concepto de equilibrio de Stackelberg en nuestro caso, el econométrista estima parámetros estructurales con los que puede poner bajo prueba estadística el comportamiento estratégico predicho por la teoría. Estos análisis, sin embargo, son relevantes sólo si la estructura supuesta del juego es válida, cuando menos como una aproximación.

Ciertamente la investigación sobre juegos secuenciales ha sido considerablemente limitada debido, muy probablemente, a los retos computacionales de estos modelos.¹¹ Consecuentemente, existe muy poca discusión empírica sobre si los investigadores habrían de emplear en sus estimaciones juegos simultáneos o secuenciales. El principal propósito de este trabajo es contribuir a esta discusión contrastando las estimaciones correspondientes a modelos generados por estas diferentes estructuras de decisión. Nuestro trabajo es el primero en llevar a cabo estas estimaciones para México. En el capítulo 4 especificamos detalladamente el modelo de comportamiento no-cooperativo de Stackelberg y discutimos brevemente su relación con el modelo de decisiones simultáneas de Nash y otros modelos más usuales anidados en estas dos estructuras de decisión. En el siguiente capítulo revisamos la mayor parte de la literatura empírica sobre oferta laboral en México, la cual ha tendido a enfocarse a individuos aislados suponiendo exógena, implícitamente, la conducta del compañero o compañera de quienes viven en pareja.

⁸De manera general, la investigación económica fundada en juegos cooperativos, supone que resultados eficientes se siguen debido a las relaciones familiares de largo plazo y a que los miembros de una familia, uno esperaría, tienden a ser considerados unos con otros.

⁹Sin embargo esto bien puede no ser cierto. Los hogares difieren en los niveles educativos de sus integrantes, experiencias, contextos culturales. También podrían diferir en estructuras de decisión. Pocos estudios se han preocupado por este tipo de heterogeneidad como un problema.

¹⁰Los juegos secuenciales tienen la ventaja de no tener que lidiar con la existencia de un equilibrio o la posibilidad de equilibrios múltiples. Los juegos secuenciales de información perfecta pueden utilizar la noción de subjuego perfecto, que garantiza la existencia de un equilibrio único.

¹¹Hasta donde sabemos, además del artículo seminal de Bjorn y Vuong (1985), los únicos estudios de juegos secuenciales sobre participación laboral de parejas, o juegos de Stackelberg, son los de Kooreman (1994), Hiedemann (1998) y Hernæs, Jia y Strøm (2001).

Capítulo 3

El estudio de la oferta laboral en México

En los trabajos sobre oferta laboral que toman a México como caso de estudio, la regla general ha sido ignorar cualquier interacción entre los miembros del hogar en el proceso de toma de decisiones. Smith (1981), por ejemplo, que estudia los determinantes de la participación femenina en la fuerza laboral en la Ciudad de México, toma en sus estimaciones el salario potencial del cónyuge como variable una variable exógena.¹ De la misma Wong y Levine (1992), que estudian el efecto de la estructura del hogar sobre la participación en la oferta laboral de madres recientes en zonas urbanas de México, formulan ecuaciones de forma reducida de la participación femenina en la fuerza laboral y fertilidad tomando como dado el comportamiento del cónyuge o pareja, siguiendo el ejemplo de trabajos como el de Hausman (1985).²

Por su parte, Valero Gil (1997) que analiza los cambios en la participación en el mercado de trabajo en el área metropolitana de Monterrey de 1976 a 1996, utiliza modelos individuales, estimando por separado ecuaciones para jefes de familia, hombres y mujeres, parejas e hijos. Encontrando, entre los principales resultados de su estudio que otras variables como la educación de los miembros de la familia son endógenas. Resaltando nuevamente el que entre las principales limitaciones de estos estudios se encuentra la forma en que se separa entre variables endógenas y exógenas (otros ingresos).³

En otro estudio, Anderson y Dimon (1998) investigan los efectos culturales y estructurales sobre las determinantes de la participación de mujeres casadas en la fuerza de trabajo en México. En este trabajo los autores suponen que las decisiones de las mujeres en los hogares son tomadas en el contexto del bienestar de la familia en su conjunto, maximizando una función de utilidad familiar siguiendo la tradición iniciada por Becker. Soslayando el conflicto potencial de las preferencias de las parejas, toman como variable exógena otros ingresos del hogar entre los que incluyen el salario de los cónyuges. Pudiendo decir lo mismo del modelo estructural neoclásico estático estimado por Gong y van Soest (2002) que analizan la oferta laboral y participación en la fuerza de trabajo de mujeres casadas en la Ciudad de México. Un estudio que sus autores enfocan en el papel que juega la estructura familiar como un factor determinante de la oferta laboral de las mujeres.

En un examen más sobre las condiciones bajo las cuales las mujeres se incorporan al mercado laboral,

¹El trabajo presenta un modelo logit que supone simultáneas las decisiones de oferta laboral y tamaño de la familia al momento de contraer matrimonio. En sus estimaciones utiliza datos, de mujeres casadas para el área metropolitana de la Ciudad de México de 1971, de una encuesta conducida por David Goldberg, del Population Studies Center de la Universidad de Michigan.

²Los autores basan su análisis en datos de la Encuesta Nacional Demográfica conducida por el Consejo Nacional de Población.

³El estudio utiliza datos de la Encuesta continua de mano de obra que llevó a cabo la Secretaría de Programación y Presupuesto en el área metropolitana de Monterrey, donde la unidad de observación era el hogar; y la Encuesta de Migración, empleo y salarios en el Area Metropolitana de Monterrey, realizada por el Centro de Investigaciones Económicas de la UANL.

Cerruti (2000) compara los determinantes individuales, familiares y de mercado de la participación en la fuerza laboral de mujeres casadas que viven con sus cónyuges en dos de las áreas metropolitanas más grandes de América Latina: Buenos Aires y la Ciudad de México. Su análisis, si bien pone especial atención a las influencias familiares, atendiendo particularmente a la asociación de los patrones de participación en la fuerza laboral entre parejas –que asocia a las estrategias de generación de ingresos familiares–, no toma en cuenta ninguna interacción entre estas decisiones al incluir entre las variables exógenas el comportamiento del cónyuge en el mercado laboral.

Esta continua omisión, no sólo impide a la investigación la obtención de resultados potencialmente interesantes sino que introduce la posibilidad de sesgo en el análisis empírico. Esto es así siempre que en las decisiones de participación en el mercado laboral de los hogares haya decisiones interrelacionadas. En presencia de decisiones interrelacionadas, la estimación empírica de ecuaciones únicas puede conducir a errores en la estimación de parámetros relevantes. Es un problema bien conocido, especialmente a partir de los modelos lineales, que no tomar en cuenta la endogeneidad de una variable puede sesgar considerablemente los resultados. Es natural suponer que semejante sesgo se extiende a modelos no lineales –Yatchew y Griliches (1985), derivan el sesgo aproximado en un modelo probit con regresores continuos endógenos. Desafortunadamente estas consideraciones se omiten generalmente en los estudios económicos sobre los determinantes de la oferta laboral de nuestro país.

Por otro lado, estudios cualitativos apuntan hacia la interacción con la pareja como un factor determinante en el estudio de la oferta laboral en México. El estudio de Bergstrom y Heymann (2005), enfocado en las vidas cotidianas de madres trabajadoras mexicanas en el estado de Chiapas, encontró que la calidad de las relaciones maritales y de familia afectaba de manera importante la posibilidad y el modo en que eran capaces las mujeres chiapanecas de conseguir y mantener empleos –las entrevistas conducidas en este estudio cubrían temas específicos sobre la relación con sus cónyuges o compañeros y otros involucrados en la vida familiar cotidiana de las mujeres. Desde luego, contar con el apoyo de los compañeros, esposos y otros miembros de la familia tiene un impacto positivo en algunas madres trabajadoras del estudio.⁴ En el mismo sentido, García y de Oliveira (1994) encontraron que, para la mayoría, la participación de las mujeres en la fuerza laboral se presentaba no como la búsqueda individual de superación personal sino como una respuesta a las necesidades familiares, siendo el ingreso de su pareja la variable clave para explicar la decisión de trabajar.

A este respecto, una excepción notable en los estudios de oferta laboral en México es el de Acosta (2009). En éste se presenta, como parte de la estimación econométrica de modelos de interacción estratégica, un modelo de participación en la fuerza laboral en México. El modelo se estima en el contexto de un juego simultáneo con espacios de estrategias discretos, múltiples equilibrios e información completa –esto es un modelo de ecuaciones simultáneas no lineales, con un mecanismo específico de selección de equilibrio.⁵ De acuerdo con sus estimaciones, las decisiones de participación en el mercado laboral de los varones no parecen verse afectadas por las decisiones de participación de sus parejas. En cambio, las decisiones de las mujeres sí parecen verse afectadas significativamente (de manera negativa) por las decisiones de sus compañeros o cónyuges.

Si bien los modelos de interacción estratégica reconocen que las decisiones que los agentes toman, depen-

⁴Este estudio se basó en entrevistas a mujeres que atendieron a clínicas de salud en Chiapas como parte del Project on Global Working Families, una iniciativa de la Harvard School of Public Health.

⁵Adicionalmente estima un ejercicio contra-factual de información incompleta en el que explora las implicaciones de suponer la no comunicación entre los cónyuges de sus decisiones de trabajo. En su estudio, Acosta utilizó la “Encuesta basal sobre el ahorro, crédito y microfinanzas rurales” hecha por el “Banco de Ahorro Nacional y Servicios Financieros, Sociedad Nacional de Crédito, Institución Banca de Desarrollo” (BANSEFI) y la “Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación” (SAGARPA) en 2004.

den de las decisiones tomadas por otros agentes, las ecuaciones que describen las estrategias de equilibrio de los agentes dependen estrictamente de la estructura del juego y el concepto de solución de equilibrio empleado. Este es uno de los problemas centrales de estos modelos econométricos con microfundamentos de teoría de juegos: no hay claridad respecto a cuál de los múltiples conceptos de solución habría de usarse en el modelaje empírico.

No es claro, por ejemplo, el que en un ambiente de información completa, el modelo simultáneo estático que presenta Acosta (2009) sea el indicado para analizar las decisiones de participación laboral de las familias mexicanas. En este sentido, la toma de decisiones al interior del hogar bien pudieran ser mejor modeladas como un proceso dinámico o secuencial. En definitiva requiere un mayor estudio el cómo la elección de un concepto de solución afectará las estimaciones resultantes.

Una ventaja clave de la derivación estadística de modelos de elección, a partir de modelos de la teoría de juegos, es que uno puede estudiar cómo cambios en el juego y el comportamiento de los agentes afecta las probabilidades de los resultados observados. Desde luego, como es habitual en los estudios empíricos, con los modelos de teoría de juegos, los investigadores empíricos enfrentan *tradeoffs* sustanciales adhiriéndose a la teoría y desarrollando un modelo estimable, siempre que con estructura adicional hay también costos de especificación. De esta manera, el modelo estimado por Acosta (2009) puede ser ampliado describiendo diferentes procesos de decisión al interior de los hogares usando otras estructuras y conceptos de equilibrio. Con las intuiciones de la teoría juegos volviéndose centrales en muchas áreas de la investigación empírica, es un reto para la investigación empírica explorarles.

A pesar de sus ventajas conceptuales, al menos dos problemas prácticos han limitado el uso de estos modelos. Una razón familiar a los dedicados a la investigación empírica es la dificultad de acopiar la cantidad suficiente de datos sobre el mismo problema de decisión. Una segunda razón es la complejidad y retos computacionales que suponen estos modelos de interacción estratégica. Muchos modelos de máxima verosimilitud, por ejemplo, requieren de la evaluación de integrales probabilísticas multinomiales de muchas dimensiones. A menudo también las regiones de integración que describen las decisiones de los agentes no son rectangulares. Estas dificultades computacionales han limitado el uso de métodos de máxima verosimilitud a aplicaciones en las que hay pocos agentes y estrategias.

En cuanto a la estimación empírica general de este tipo de modelos, Bresnahan y Reiss (1990, 1991) y Berry (1992) demostraron cómo es posible desarrollar modelos estadísticos de respuesta cualitativa muy generales a partir de modelos fundados en la teoría de juegos. Estas aproximaciones comienzan por relacionar datos discretos sobre las decisiones de los agentes, a las acciones, información, pagos y estrategias de los mismos. A estas descripciones, los modeladores añaden un concepto de solución de equilibrio que identifican las estrategias más preferidas de los agentes. Este concepto de solución de equilibrio reemplaza el axioma de preferencia revelada usado por los modelos de un solo agente. Una vez que el modelo teórico esta completo, el modelador postula una especificación estocástica para los pagos de los agentes. Esta especificación estocástica, junto con el concepto de solución del juego, permite al modelador calcular las probabilidades de los resultados del juego y por este medio construir una función de verosimilitud para los datos observados. En el siguiente capítulo seguimos esta misma receta en la descripción de un modelo secuencial fundado en el concepto de equilibrio de Stackelberg.

Capítulo 4

El modelo estadístico

El modelo principal a estimar parte del supuesto de que las variables endógenas observadas representan el resultado de juegos discretos secuenciales, no repetidos y de información perfecta y completa, basados en el concepto de Equilibrio no cooperativo de Stackelberg (ES). Específicamente, usando datos sobre las decisiones conjuntas de oferta laboral en una muestra de parejas en los hogares mexicanos, se pretende modelar los pagos de juegos en que el investigador observa únicamente información cualitativa sobre las decisiones de los agentes y sus pagos. En este tipo de aplicaciones en que las variables endógenas representan las acciones de dos agentes, en hacer coincidir la estructura del juego teórico a la distribución hipotética de las variables observadas –no observadas– se sigue la aproximación usual a los modelos unipersonales de elección discreta introducidos por McFadden (1974, 1982), y Hausman y Wise (1978), usando modelos de umbral de comportamiento;¹ con la diferencia de que en estos modelos de interacción la función de pagos de un agente toma como argumentos directamente las decisiones de otros agentes.

Considerando así dos jugadores, cada uno con dos posibles estrategias. La acción seguida por el jugador i ($i = L, S$) denotada por la variable dicotómica y_i . Suponiendo adicionalmente que el jugador L es el líder de Stackelberg,² y el jugador S es el seguidor. Sea $U^L(y_L, y_S)$, el pago del jugador L cuando éste toma la acción y_L y el jugador S toma la acción y_S . De manera análoga, sea $U^S(y_L, y_S)$, el pago del jugador S cuando éste toma la acción y_S y el jugador L decide tomar la acción y_L . Se tiene entonces la forma extensiva mostrada en la figura 4.1.

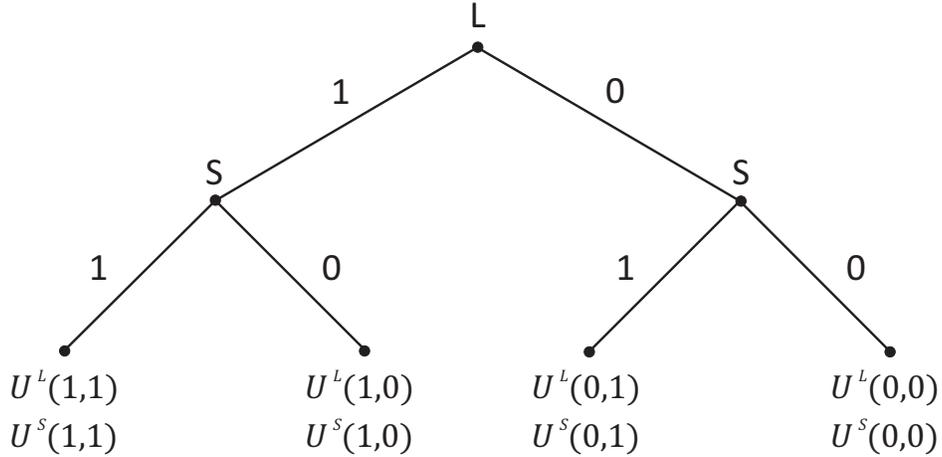
En la resolución de este juego es posible seguir un proceso de inducción hacia atrás que requiere de dos comparaciones de niveles de utilidad por parte del seguidor y una comparación por parte del líder. Las dos comparaciones de niveles de utilidad del seguidor pueden ser resumidas por una función de reacción. De manera similar, la comparación relevante de niveles de utilidad para el líder puede expresarse en términos de una regla de decisión. Suponiendo además que el líder no cambie de opinión en la segunda etapa del juego respecto a la acción tomada en la primera, el resultado del juego es no sólo un equilibrio de Stackelberg, sino también un equilibrio de subjuego perfecto.

El cambio en la utilidad del seguidor debido a un cambio en su propia acción a seguir, para una acción dada del líder, determina la función de reacción del seguidor, y_s^* . Específicamente, y_s^* puede expresarse como

¹De la década de los setentas hasta nuestros días los modelos de variables dependientes cualitativas han pasado de ser temas de frontera en economía a herramientas de investigación bien establecidas y ampliamente usadas.

²En un juego de Stackelberg el papel de los jugadores es asimétrico. Uno de los jugadores, el líder, se supone maximiza su utilidad anticipando la reacción del otro jugador, el seguidor.

Figura 4.1: Juego de Stackelberg



$$y_s^* = U^S(y_l, 1) - U^S(y_l, 0)$$

El signo de esta función de reacción determina la mejor respuesta del seguidor a la decisión tomada por el líder:

$$y_s = \begin{cases} 1 & \text{si } y_s^* \geq 0 \\ 0 & \text{si } y_s^* < 0 \end{cases}$$

Toda vez que es el signo de la función de reacción y no su magnitud la influye en la decisión del seguidor, hay cuatro posibles funciones de reacción: tomar la acción 1 sin importar la decisión que tome el líder (F_1), tomar la acción 0 sin importar que acción que tome el líder (F_2), tomar la misma acción que tome el líder (F_3), y tomar la acción opuesta a la que tome el líder (F_4). El cuadro 4.1 muestra las preferencias que conducen a cada función de reacción.

Los cuatro casos F_1 , F_2 , F_3 y F_4 son las funciones de reacción representadas en la figura 4.2.

En tanto que la función de reacción del seguidor se sigue de las mismas dos comparaciones de niveles de utilidad sin importar las preferencias del líder, la comparación de niveles de utilidad relevante para el líder sí depende de las preferencias del seguidor:

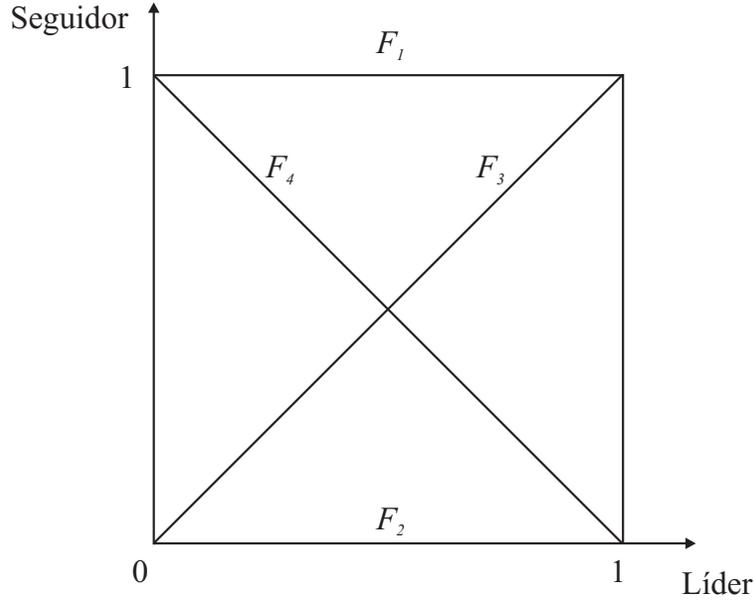
$$y_l^* = U^L(1, y_s(1)) - U^L(0, y_s(0)),$$

donde $y_s(y_l)$ representa la mejor respuesta del seguidor a la estrategia y_l . El signo de esta regla de decisión guía decisión a tomar:

Cuadro 4.1: Funciones de reacción

$F_1 : U^S(0, 1) \geq U^S(0, 0) \wedge U^S(1, 1) \geq U^S(1, 0)$
$F_2 : U^S(0, 1) < U^S(0, 0) \wedge U^S(1, 1) < U^S(1, 0)$
$F_3 : U^S(0, 1) < U^S(0, 0) \wedge U^S(1, 1) \geq U^S(1, 0)$
$F_4 : U^S(0, 1) \geq U^S(0, 0) \wedge U^S(1, 1) < U^S(1, 0)$

Figura 4.2: Funciones de reacción



$$y_l = \begin{cases} 1 & \text{si } y_l^* \geq 0 \\ 0 & \text{si } y_l^* < 0 \end{cases}$$

El jugador líder, al tomar su decisión sobre la estrategia a seguir, “1” o “0”, debe tomar en cuenta los pagos del jugador S . Esto es, el líder, sigue la acción y_l de tal manera que cuando el jugador S tome la acción y_s , $U^L(y_l, y_s)$ le dé el mayor pago posible.

Por ejemplo, si el seguidor actúa de acuerdo la función de reacción F_1 al tomar su decisión, el líder habrá de escoger la acción 1 siempre que $U^L(1, 1) \geq U^L(0, 1)$, en tanto que escogerá la acción 0 cuando la desigualdad se invierta. Siguiendo esta regla el líder adopta la acción que maximiza sus pagos, condicional en la función de reacción que describe el comportamiento del seguidor.

Sea G_j^k , $k = 0, 1$ y $j = 1, \dots, 4$ el caso en que el líder prefiere la estrategia k dado que las preferencias del seguidor están caracterizadas por F_j . Esto es, G_1^0 representa el caso en que el líder prefiere tomar la acción 0 dado que el seguidor tiene por estrategia dominante tomar la acción 1. El cuadro 4.5 muestra las ocho diferentes reglas de decisión que el líder puede observar.

En este marco de teoría de juegos, las preferencias de ambos jugadores quedan completamente caracterizadas por el ordenamiento de estos niveles de utilidad. Una vez definidas las funciones de reacción del seguidor F_j y las comparaciones de utilidad del líder G_j^k , es posible describir fácilmente los resultados de

Cuadro 4.2: Reglas de decisión

$G_1^1 : U^L(1, 1) \geq U^L(0, 1)$	$G_1^0 : U^L(1, 1) < U^L(0, 1)$
$G_2^1 : U^L(1, 0) \geq U^L(0, 0)$	$G_2^0 : U^L(1, 0) < U^L(0, 0)$
$G_3^1 : U^L(1, 1) \geq U^L(0, 0)$	$G_3^0 : U^L(1, 1) < U^L(0, 0)$
$G_4^1 : U^L(1, 0) \geq U^L(0, 1)$	$G_4^0 : U^L(1, 0) \geq U^L(0, 1)$

Cuadro 4.3: Equilibrios de Stackelberg

$G_1^1 \wedge F_1 \rightarrow (1, 1)$	$G_2^1 \wedge F_2 \rightarrow (1, 0)$
$G_1^0 \wedge F_1 \rightarrow (0, 1)$	$G_2^0 \wedge F_2 \rightarrow (0, 0)$
$G_3^1 \wedge F_3 \rightarrow (1, 1)$	$G_4^1 \wedge F_4 \rightarrow (1, 0)$
$G_3^0 \wedge F_3 \rightarrow (0, 0)$	$G_4^0 \wedge F_4 \rightarrow (0, 1)$

equilibrio de este juego Stackelberg. El objetivo de esto es asociar una dupla de acciones o asignación (y_l, y_s) a cada combinación de posibles ordenaciones de las utilidades. Formalmente, la asignación (y_l, y_s) es un equilibrio de Stackelberg, siendo el jugador L el líder y el jugador S el seguidor si

$$\begin{cases} U^S(y_l, y_s) > U^S(y_l, 1 - y_s) \\ U^S(1 - y_l, y_s) > U^S(1 - y_l, 1 - y_s) \end{cases} \quad \text{y además} \quad U^L(y_l, y_s) > U^L(1 - y_l, y_s)$$

o bien

$$\begin{cases} U^S(y_l, y_s) > U^S(y_l, 1 - y_s) \\ U^S(1 - y_l, y_s) < U^S(1 - y_l, 1 - y_s) \end{cases} \quad \text{y además} \quad U^L(y_l, y_s) > U^L(1 - y_l, 1 - y_s)$$

Nótese que sólo un equilibrio de Stackelberg corresponde a cada uno de los ocho posibles pares de reglas de decisión y funciones de reacción como se indica en el cuadro 4.3.

Nótese además que hay dos formas de llegar a cada equilibrio. Por ejemplo, el resultado en que ambos jugadores toman la acción 1, $(1, 1)$, se obtiene si el seguidor tiene por estrategia dominante 1 (F_1) y el líder prefiere el resultado en que ambos toman la acción 1 al resultado en que sólo el seguidor toma la acción 1 (G_1^1). Este equilibrio también se obtiene si el seguidor prefiere imitar el comportamiento del líder (F_3) y éste a su vez prefiere el resultado en que ambos toman la acción 1 a aquel en que ambos toman la acción 0 (G_3^1).

4.1. Especificación empírica

En la implementación empírica de este tipo de modelos se sigue la hipótesis de utilidad aleatoria de McFadden (1974, 1981) para introducir una estructura estocástica. Esta hipótesis descompone $U^i(y_l, y_s)$ en un componente determinista que depende de un vector X de variables observadas exógenas y un componente aleatorio ε que sigue una cierta distribución de probabilidad; siendo el vector de parámetros $\theta = (\alpha_i^{y_i}, \beta_i^{y_i})$.³

$$\begin{aligned} U^L(1, 1) &= X'_L \beta_l^1 + \alpha_l^1 + \varepsilon_l^1 & U^S(1, 1) &= X'_S \beta_s^1 + \alpha_s^1 + \varepsilon_s^1 \\ U^L(1, 0) &= X'_L \beta_l^1 + \varepsilon_l^1 & U^S(0, 1) &= X'_S \beta_s^1 + \varepsilon_s^1 \\ U^L(0, 1) &= X'_L \beta_l^0 + \alpha_l^0 + \varepsilon_l^0 & U^S(1, 1) &= X'_S \beta_s^0 + \alpha_s^0 + \varepsilon_s^0 \\ U^L(0, 1) &= X'_L \beta_l^0 + \varepsilon_l^0 & U^S(1, 1) &= X'_S \beta_s^0 + \varepsilon_s^0 \end{aligned}$$

Esta especificación supone que el cambio en la utilidad del jugador h causado por el cambio en la acción del jugador i no depende de X ; por ejemplo $U^L(1, 1) - U^L(1, 0) = \alpha_l^1$ y $U^S(1, 0) - U^S(0, 0) = \alpha_s^0$. Parametrizando

³En el modelo aquí considerado, el líder se encuentra completamente informado acerca de la función de utilidad del seguidor; esto es que no sólo conoce los componentes determinísticos en la función, sino también los componentes aleatorios. Una generalización interesante, que habrá de seguirse en trabajos futuros, surge cuando el líder conoce sólo los componentes determinísticos, en cuyo caso se tendría un modelo de Stackelberg con incertidumbre. También es posible pensar en aplicaciones prácticas en que los agentes cuentan con información imperfecta e interactúan repetidamente. Uno puede, extender la aproximación que presentamos para considerar estas aplicaciones aunque los modelos econométricos se vuelven más complicados.

de esta manera los niveles de utilidad del modelo, la función de reacción del seguidor puede expresarse de la siguiente manera en función de los parámetros del modelo:

$$y_s^* = X'_S(\beta_s^1 - \beta_s^0) + (\alpha_s^1 - \alpha_s^0) + (\varepsilon_s^1 - \varepsilon_s^0) \quad \text{si } y_l = 1$$

$$y_s^* = X'_S(\beta_s^1 - \beta_s^0) + (\varepsilon_s^1 - \varepsilon_s^0) \quad \text{si } y_l = 0$$

Atendiendo a la siguiente notación: $\beta_S = \beta_s^1 - \beta_s^0$; $\alpha_S = \alpha_s^1 - \alpha_s^0$; $\varepsilon_S = \varepsilon_s^1 - \varepsilon_s^0$; de manera más general, la función de reacción del seguidor puede expresarse como una función de y_l :

$$y_s^* = X'_S \beta_S + \alpha_S y_l + \varepsilon_S$$

De acuerdo con esta parametrización, cada posible función de reacción F_j del seguidor se observa si y sólo si se satisface cierta condición sobre el componente aleatorio ε_S . Por ejemplo, la función de reacción F_1 se observa si y sólo si, $\varepsilon_S \geq -X'_S \beta_S$ y además $\varepsilon_S \geq -X'_S \beta_S - \alpha_S$. Que bien puede combinárseles en la siguiente expresión $\varepsilon_S \geq -X'_S \beta_S - \min(0, \alpha_S)$. El cuadro 4.4 muestra las condiciones que debe observar cada función de reacción.

Cuadro 4.4: Condición para cada función de reacción

Función de reacción	Condición
Estrategia dominante: tomar la acción 1 (F_1)	$\varepsilon_S \geq -X'_S \beta_S - \min(0, \alpha_S)$
Estrategia dominante: tomar la acción 0 (F_2)	$\varepsilon_S < -X'_S \beta_S - \max(0, \alpha_S)$
Estrategia de imitación (F_3)	$-X'_S \beta_S - \alpha_S \leq \varepsilon_S < -X'_S \beta_S$
Estrategia de oposición (F_4)	$-X'_S \beta_S \leq \varepsilon_S < -X'_S \beta_S - \alpha_S$

El signo de la expresión $\alpha_s^1 - \alpha_s^0$ determina el lado derecho de las desigualdades para F_1 y F_2 y si es el caso de que F_3 o F_4 es factible. Es claro de cuadro 4.4 que la función de reacción F_4 no puede ocurrir cuando $(\alpha_s^1 - \alpha_s^0) \geq 0$, en tanto que la función de reacción F_3 no puede ocurrir cuando $(\alpha_s^1 - \alpha_s^0) < 0$.

Al igual que la función de reacción del seguidor, la regla de decisión del líder puede expresarse en términos de los parámetros del modelo como se muestra en el cuadro 4.5. De manera análoga para el caso del seguidor definimos la notación: $\beta_L = \beta_l^1 - \beta_l^0$; $\varepsilon_L = \varepsilon_l^1 - \varepsilon_l^0$. Tomando en cuenta esta notación, la forma general de la regla de decisión del líder es $y_l^* = X'_L \beta_L + \alpha_l^1 y_s(1) - \alpha_l^0 y_s(0) + \varepsilon_L$.

Cuadro 4.5: Reglas de decisión del líder

$y_l^* = X'_L(\beta_l^1 - \beta_l^0) + (\alpha_l^1 - \alpha_l^0) + (\varepsilon_l^1 - \varepsilon_l^0)$	si F_1 se observa
$y_l^* = X'_L(\beta_l^1 - \beta_l^0) + (\varepsilon_l^1 - \varepsilon_l^0)$	si F_2 se observa
$y_l^* = X'_L(\beta_l^1 - \beta_l^0) + \alpha_l^1 + (\varepsilon_l^1 - \varepsilon_l^0)$	si F_3 se observa
$y_l^* = X'_L(\beta_l^1 - \beta_l^0) + \alpha_l^0 + (\varepsilon_l^1 - \varepsilon_l^0)$	si F_4 se observa

Como se explicó anteriormente, una vez que se determina la función de reacción del seguidor, la comparación de utilidad correspondiente del líder también se determina; esto es, si la función de reacción del seguidor es F_i , el líder lleva a cabo la comparación de utilidades que definen a $G_j^{y_l}$. Como en el caso del seguidor, G_j^1 habrá de ocurrir si y sólo si ciertas condiciones sobre el componente aleatorio ε_L son satisfechas.

Por ejemplo, para el caso de G_1^1 , ésta se observa si y sólo si $\varepsilon_L \geq -X'_L\beta_L - \alpha_L$. El cuadro 4.6 muestra la condición para cada regla de decisión del líder.

Cuadro 4.6: Condición para cada regla de decisión

Función de reacción del seguidor (F_j)	Tomar la acción 1 (G_j^1)	Tomar la acción 0 (G_j^0)
Estrategia dominante: tomar la acción 1 (F_1)	$\varepsilon_L \geq -X'_L\beta_L - (\alpha_l^1 - \alpha_l^0)$	$\varepsilon_L < -X'_L\beta_L - (\alpha_l^1 - \alpha_l^0)$
Estrategia dominante: tomar la acción 0 (F_2)	$\varepsilon_L \geq -X'_L\beta_L$	$\varepsilon_L < -X'_L\beta_L$
Estrategia de imitación (F_3)	$\varepsilon_L \geq -X'_L\beta_L - \alpha_l^1$	$\varepsilon_L < -X'_L\beta_L - \alpha_l^1$
Estrategia de oposición (F_4)	$\varepsilon_L \geq -X'_L\beta_L - \alpha_l^0$	$\varepsilon_L < -X'_L\beta_L - \alpha_l^0$

Es la distribución de los componentes aleatorios $(\varepsilon_L, \varepsilon_S)$ la que induce un estructura probabilística sobre las decisiones observadas (y_l, y_s) . Así es posible derivar las probabilidades conjuntas por parte del líder y el seguidor de cada uno de los equilibrios de Stackelberg. Sea $Pr(l, s)$ la probabilidad de que las variables aleatorias y_l y y_s adopten los valores l y s , $l, s \in \{0, 1\}$, el cuadro 4.7 muestra estas probabilidades de acuerdo a las condiciones bajo las que se observan los correspondientes equilibrios de Stackelberg.

Cuadro 4.7: Probabilidades asociadas a las observaciones

$$\begin{aligned}
 Pr(0, 0) &= Pr(G_3^0 \wedge F_3) + Pr(G_2^0 \wedge F_2) \\
 Pr(1, 0) &= Pr(G_2^1 \wedge F_2) + Pr(G_4^1 \wedge F_4) \\
 Pr(0, 1) &= Pr(G_1^0 \wedge F_1) + Pr(G_4^0 \wedge F_4) \\
 Pr(1, 1) &= Pr(G_1^1 \wedge F_1) + Pr(G_3^1 \wedge F_3)
 \end{aligned}$$

En adelante habremos de suponer que el vector de componentes aleatorios $(\varepsilon_L, \varepsilon_S)$ se distribuye normal bivariada con media cero, varianza unitaria, y coeficiente de correlación ρ . Una vez introducida la función de distribución de los componentes aleatorios, usando los cuadros 4.4 y 4.6, es posible derivar las probabilidades en función de los parámetros desconocidos. Toda vez que el signo de la expresión $(\alpha_s^1 - \alpha_s^0)$ determina las condiciones precisas de F_1 y F_2 y si es el caso de que F_3 o F_4 es factible, hay dos posibles juegos de probabilidades $Pr(l, s)$, según el signo de ésta expresión. Las probabilidades asociadas a cada resultado se muestran en el cuadro 4.8.⁴

Es importante notar que las regiones de integración que describen las decisiones de los agentes no son rectangulares. Éstas se muestran en las figuras 4.3 y 4.4 según el signo de $(\alpha_s^1 - \alpha_s^0)$.

Dadas las expresiones anteriores para las probabilidades $Pr(l, s)$ de las variables dicotómicas observadas y_l y y_s , la función log-likelihood para el modelo de Stackelberg bajo muestreo aleatorio toma la siguiente forma:

$$\ln L = \sum_i \{y_{li}y_{si} \ln Pr_i(1, 1) + y_{li}(1 - y_{si}) \ln Pr_i(1, 0) + (1 - y_{li})y_{si} \ln Pr_i(0, 1) + (1 - y_{li})(1 - y_{si}) \ln Pr_i(0, 0)\}$$

donde el subíndice i indiza las observaciones.

⁴Al igual que el modelo presentado por Bjorn y Vuong (1985), el modelo presentado es lógicamente consistente. Esto es, las probabilidades asociadas a cada resultado son mutuamente excluyentes y exhaustivas, sin importar el valor de los parámetros.

Cuadro 4.8: Probabilidades asociadas a cada resultado

$$Pr(0,0) = \begin{cases} \Phi(-X'_L\beta_L - \alpha^1_L, -X'_S\beta_S, \rho) - \Phi(-X'_L\beta_L - \alpha^1_L, -X'_S\beta_S - \alpha_S, \rho) + \Phi(-X'_L\beta_L, -X'_S\beta_S - \alpha_S, \rho) \\ \Phi(-X'_L\beta_L, -X'_S\beta_S, \rho) \end{cases}$$

si $(\alpha^1_s - \alpha^0_s) \geq 0$
en cualquier otro caso

$$Pr(1,0) = \begin{cases} \Phi(X'_L\beta_L, -X'_S\beta_S - \alpha_S, -\rho) \\ \Phi(X'_L\beta_L - \alpha^0_L, -X'_S\beta_S - \alpha_S, -\rho) - \Phi(X'_L\beta_L - \alpha^0_L, -X'_S\beta_S, -\rho) + \Phi(X'_L\beta_L, -X'_S\beta_S, -\rho) \end{cases}$$

si $(\alpha^1_s - \alpha^0_s) \geq 0$
en cualquier otro caso

$$Pr(0,1) = \begin{cases} \Phi(-X'_L\beta_L - (\alpha^1_L - \alpha^0_L), X'_S\beta_S, -\rho) \\ \Phi(-X'_L\beta_L - (\alpha^1_L - \alpha^0_L), X'_S\beta_S + \alpha_S, -\rho) + \Phi(-X'_L\beta_L + \alpha^0_L, -X'_S\beta_S - \alpha_S, \rho) - \Phi(-X'_L\beta_L + \alpha^0_L, -X'_S\beta_S, \rho) \end{cases}$$

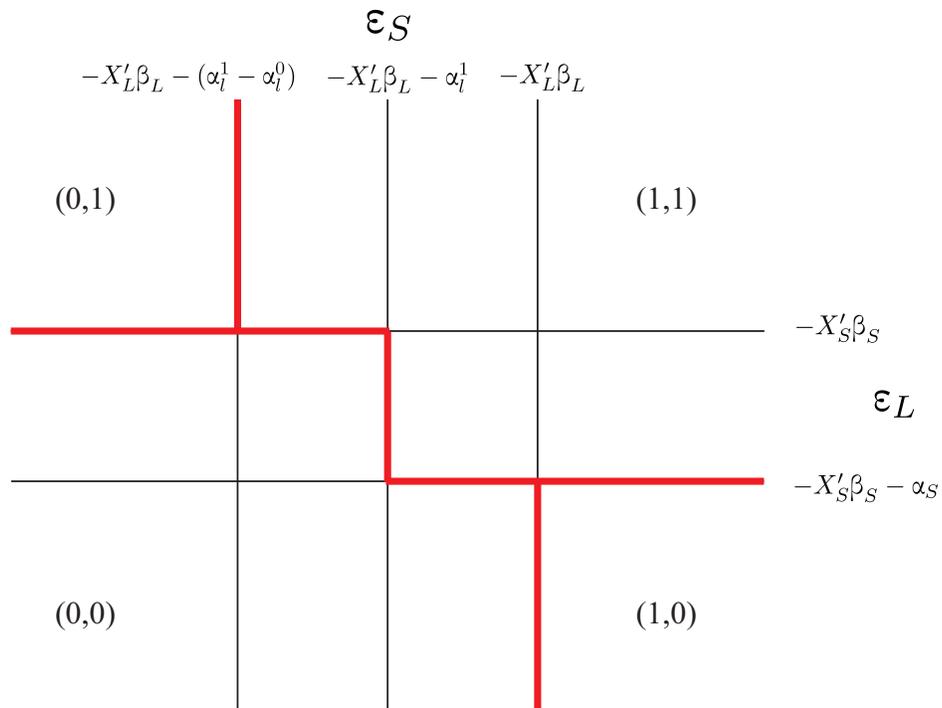
si $(\alpha^1_s - \alpha^0_s) \geq 0$
en cualquier otro caso

$$Pr(1,1) = \begin{cases} \Phi(X'_L\beta_L) + (\alpha^1_L - \alpha^0_L), X'_S\beta_S, \rho) + \Phi(X'_L\beta_L + \alpha^1_L, -X'_S\beta_S, -\rho) - \Phi(X'_L\beta_L + \alpha^1_L, -X'_S\beta_S - \alpha_S, -\rho) \\ \Phi(X'_L\beta_L + (\alpha^1_L - \alpha^0_L), X'_S\beta_S + \alpha_S, \rho) \end{cases}$$

si $(\alpha^1_s - \alpha^0_s) \geq 0$
en cualquier otro caso

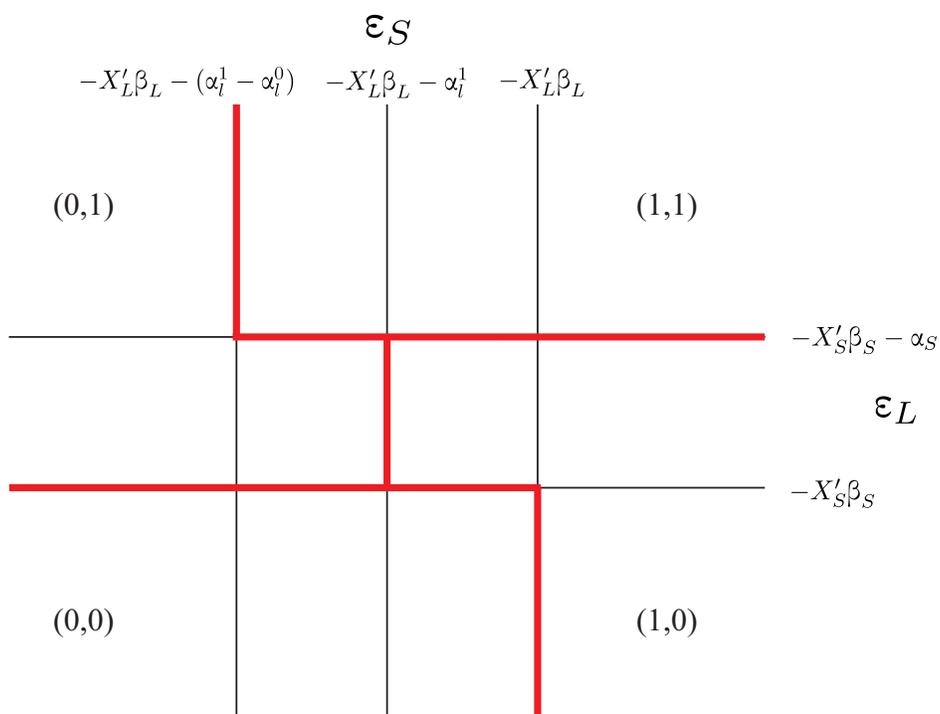
Donde $\Phi(a, b, \rho)$ representa la función de densidad acumulada de una normal bivariada estándar evaluada en $a = \varepsilon_L$ y $b = \varepsilon_S$ con correlación ρ .

Figura 4.3: Áreas de integración $(\alpha_s^1 - \alpha_s^0) \geq 0$



La figura muestra las áreas correspondientes al caso en que $\alpha_L > 0$, $\alpha_i^1 > 0, \alpha_i^0 < 0$ y $\alpha_S > 0$

Figura 4.4: Áreas de integración $(\alpha_s^1 - \alpha_s^0) < 0$



La figura muestra las áreas correspondientes al caso en que $\alpha_L > 0$, $\alpha_i^1 > 0, \alpha_i^0 < 0$ y $\alpha_S < 0$

4.2. Comparación de modelos

Ahora que se ha desarrollado el modelo en que los resultados observados del problema secuencial de toma de decisiones son generados como equilibrios de Stackelberg de un juego con dos jugadores, se está en posición de compararlo con el modelo recursivo de probabilidad para variables dicotómicas (Maddala y Lee (1976)), y los modelos Probit y Probit bivariado. También, con fines comparativos, se presenta sucintamente la estructura de un juego simultáneo que no supone ningún tipo de asimetría entre los jugadores haciendo uso del concepto de equilibrio de Nash.⁵

4.2.1. Modelo recursivo de probabilidad

De acuerdo a su formulación usual, el modelo recursivo de probabilidad describe un sistema de ecuaciones recursivas en términos de variables latentes continuas, en que las variables dicotómicas observadas son generadas siguiendo una regla que separa la variable continua en dos clases codivisionales.⁶ En nuestro caso, el modelo recursivo de probabilidad correspondiente es

$$\begin{cases} y_s^* = X'_S \beta_S + \alpha_S y_l + \varepsilon_S \\ y_l^* = X'_L \beta_L + \varepsilon_L \\ y_i = 1 & \text{si } y_i^* \geq 0 \quad i = l, s \\ 0 & \text{en cualquier otro caso} \end{cases}$$

Este modelo es idéntico al modelo de Stackelberg descrito anteriormente si éste observa adicionalmente las restricciones $\alpha_l^1 = 0$ y $\alpha_l^0 = 0$. Esto es que, si las restricciones anteriores se observan, las condiciones bajo las cuales ocurren los eventos $(1, 1), (1, 0), (0, 1)$ y $(0, 0)$ en el modelo recursivo de probabilidad son exactamente idénticas a las del modelo de Stackelberg. Nótese que de ser el caso de que las restricciones anteriores se observen, las reglas de decisión G_j^1 son todas iguales; esto es, $\varepsilon_L \geq -X'_L \beta_L$. Es posible interpretar esto como el imponer a la estructura del modelo de Stackelberg el que las utilidades del líder derivadas de tomar la acción 1 o 0 no dependen de la acción tomada por el seguidor. La importancia de este hecho radica en que provee de una interpretación estructural al modelo recursivo usual de probabilidad en términos de un juego de Stackelberg. En adición a esto, toda vez que las restricciones sobre los parámetros del modelo deben observarse para que resulte el modelo recursivo, se sigue que el modelo recursivo usual de probabilidad está anidado en el modelo de Stackelberg. Como una consecuencia empírica, es posible poner bajo prueba estadística la especificación del modelo recursivo testando $\alpha_l^1 = 0$ y $\alpha_l^0 = 0$.

4.2.2. Modelos Probit y Probit Bivariado

Al igual que el modelo recursivo usual de probabilidad, restricciones adicionales al modelo de Stackelberg pueden derivar en la especificación de modelos probit y probit bivariados según se agreguen también restricciones sobre el coeficiente de correlación ρ con el que se distribuyen los componentes aleatorios $(\varepsilon_l, \varepsilon_s)$, $\rho = 0$ y sobre el parámetro que da cuenta del efecto que tiene la decisión del líder sobre la del seguidor α_S ,

⁵La misma estructura básica de este modelo fue empleado en el trabajo de Acosta (2009). Así, en la estimación de este modelo no sólo esperamos que nuestros resultados sean comparables con otras estructuras de decisión sino también con los resultados de este trabajo particularmente.

⁶Es posible estimar este modelo usando los algoritmos dispuestos en diferentes paquetes estadísticos para los modelos probit bivariados. "Surprisingly, the endogenous nature of one of the variables on the right-hand side of the first equation can be ignored in formulating the log-likelihood." Green (2008, p.823)

$(\alpha_s^1 - \alpha_s^0) = 0$. Esto es, según se niegue el que las decisiones del líder y el seguidor dependan de variables correlacionadas no observadas, o bien que el seguidor no tome en cuenta la acción del líder al tomar su decisión. De igual forma que al modelo recursivo, es posible poner bajo prueba estadística estas dos especificaciones testando las respectivas restricciones.

4.2.3. Modelo de Nash

La principal diferencia en un modelo de Nash es que las decisiones, y las acciones consecuentes de ambos jugadores toman lugar de manera simultánea, lo que desdibuja la asimetría entre el líder y el seguidor presente en un modelo de Stackelberg.⁷ En el modelo de Nash cada jugador maximiza su función de utilidad, dada la acción del otro jugador. Ambos jugadores ajustan sus acciones hasta que las decisiones son mutuamente consistentes. De manera análoga a la definición de equilibrio de Stackelberg es posible definir un equilibrio de Nash como una asignación (y_l, y_s) tal que

$$U^L(y_l, y_s) \geq U^L(1 - y_l, y_s) \quad \text{y además} \quad U^S(y_l, y_s) \geq U^S(y_l, 1 - y_s)$$

Luego entonces, el equilibrio de Nash (EN) se determina por el signo de las funciones de reacción

$$y_s^* = U^s(y_l, 1) - U^s(y_l, 0) \quad \text{y} \quad y_l^* = U^L(1, y_s) - U^L(0, y_s)$$

Que de acuerdo a como hemos parametrizando los niveles de utilidad, las funciones de reacción del modelo de Nash pueden expresarse de la siguiente manera general en función de los parámetros del modelo:

$$y_s^* = X'_S \beta_S + \alpha_S y_l + \varepsilon_S$$

$$y_l^* = X'_L \beta_L + \alpha_L y_s + \varepsilon_L$$

atendiendo a la misma notación utilizada anteriormente, se tiene que $\alpha_L = \alpha_l^1 - \alpha_l^0$. Al igual que en el caso del modelo de Stackelberg, cada posible función de reacción, F_j^i , $j = 1, \dots, 4$ e $i = l, s$, se observa si y sólo si se satisfacen ciertas condiciones sobre los componentes aleatorio ε_S y ε_L en línea con las descritas en el cuadro 2. El cuadro 4.9 muestra los Equilibrios de Nash correspondientes a cada una de las 16 posibles combinaciones de signos de las funciones de reacción.

A diferencia del modelo de Stackelberg, en el modelo de Nash surge una dificultad adicional de la no existencia o multiplicidad de equilibrios para los pares (F_3^l, F_3^s) , (F_4^l, F_3^s) , (F_3^l, F_4^s) y (F_4^l, F_4^s) . Bresnahan y Reiss (1991) han hecho notar que hay diferentes formas de sortear esta dificultad adicional de la no unicidad. Una posibilidad es tratar como un evento adicional la combinación de probables resultados. Otra posibilidad desde luego es el restringir el soporte de los términos de error. Esta última posibilidad es equivalente a asignar menores probabilidades o inclusive probabilidad igual a cero a algunos resultados y mayores probabilidades a otros. Otras alternativas más sofisticadas como la seguida por Acosta(2009) involucran el diseño de selección de equilibrio para estos casos. Por nuestra parte, en la descripción de las respectivas contribuciones a la verosimilitud del modelo hemos supuesto siguiendo a Bjorn y Vuong (1984) que, en el caso de equilibrios múltiples, los jugadores escogen uno de los equilibrios posibles aleatoriamente, de manera que cada equilibrio se escoge con probabilidades iguales. Para el caso en que no hay un equilibrio de Nash (EN), se ha supuesto que

⁷Mantendremos, sin embargo, la misma notación para distinguir a los jugadores para hacer explícita las diferencias estructurales en la estimación de ambos modelos.

Cuadro 4.9: El modelo de Nash

Jugador L/S	F_1^s $\epsilon_S \geq -X'_S \beta_S - \min(0, \alpha_S)$	F_2^s $\epsilon_S < -X'_S \beta_S - \max(0, \alpha_S)$	F_3^s $\epsilon_S \leq \epsilon_S < -X'_S \beta_S$	F_4^s $\epsilon_S < -X'_S \beta_S - \alpha_S$
F_1^L $\epsilon_L \geq -X'_L \beta_L - \min(0, \alpha_L)$	(1, 1)	(1, 0)	(1, 1)	(1, 0)
F_2^L $\epsilon_L < -X'_L \beta_L - \max(0, \alpha_L)$	(0, 1)	(0, 0)	(0, 0)	(0, 1)
F_3^L $-X'_L \beta_L - \alpha_L \leq \epsilon_L < -X'_L \beta_L$	(1, 1)	(0, 0)	(1, 1) o (0, 0)	Sin EN
F_4^L $-X'_L \beta_L \leq \epsilon_L < -X'_L \beta_L - \alpha_L$	(0, 1)	(1, 0)	Sin EN	(1, 0) o (0, 1)

los jugadores escogen entre los cuatro posibles resultados con probabilidades iguales. Dado que el modelo no ofrece mayores indicios en la distinción entre equilibrios posibles, es nuestra opinión que suponer una elección aleatoria con probabilidades iguales es una forma natural de proceder. No tiene objeto negar que éste es un supuesto menos *ad hoc* que otros. Desde luego éstos son supuestos susceptibles de contraste empírico con información adicional sobre las preferencias de los individuos. Con estos supuestos adicionales es posible derivar la función de verosimilitud del cuadro 4.9 en la misma línea que se hizo para el modelo de Stackelberg. Finalmente es importante tomar en cuenta que aun cuando en todos los casos hay siempre una probabilidad positiva de existencia de estrategias puras debido a la parametrización del modelo, el modelo de Nash no es un caso particular del modelo de Stackelberg o viceversa. A diferencia de lo que ocurre con los modelos recursivo y probit, no hay una prueba estadística que nos permita escoger un mejor modelo de entre las alternativas sino que otras medidas de la bondad de ajuste de los modelos habrán de compararse.

Capítulo 5

Descripción de los datos

Para el análisis empírico se utilizaron datos sobre la oferta laboral de los hogares en México. Los datos utilizados provienen de la Encuesta Nacional sobre Niveles de Vida de los Hogares 2002 (ENNViH, Rubalcava y Teruel (2006)). Esta es una encuesta de tipo longitudinal cuya tercera ola fue levantada en 2009. En 2002 la ENNViH logró encuestar a una muestra de 8,440 hogares en 150 localidades dentro del país y representatividad a nivel nacional, urbano, rural y regional. Uno de los principales atractivos de la ENNViH es que recolecta en una sola base de datos información detallada acerca de los hogares mexicanos. La muestra seleccionada para la estimación de nuestro modelo consiste en los hogares conformados por al menos una pareja (constituida por un hombre y una mujer) en edad de trabajar (entre 15 y 65 años de edad). La muestra resultante, descartando aquellas observaciones con las que no se contaba con todas las variables de interés, consiste 3,168 hogares.

Toda vez que en México (y en nuestra muestra) la proporción de varones que no participan en la fuerza laboral es pequeña (5.5% de nuestra muestra), parece más interesante en términos de la variabilidad de los datos modelar la decisión de trabajar 48 horas a la semana o más (8 horas diarias, 6 días a la semana) que modelar la decisión de trabajar o no trabajar. Modelando al varón en la pareja como el líder de Stackelberg,¹ en nuestro análisis empírico definimos las variables dependientes y_l y y_s como

$$y_l = \begin{cases} 1 & \text{si el varón en la pareja trabaja al menos 48 horas por semana} \\ 0 & \text{si el varón en la pareja trabaja menos de 48 horas por semana} \end{cases}$$
$$y_s = \begin{cases} 1 & \text{si la mujer en la pareja trabaja fuera del hogar} \\ 0 & \text{si la mujer en la pareja no trabaja fuera del hogar} \end{cases}$$

Es importante notar el uso de una definición expandida de “trabajo” para el caso de las mujeres en nuestras estimaciones, definición de variables y descripción de los resultados. En “trabajo fuera del hogar” se ha incluido trabajo en el sector formal, informal, pagado e impago (e.g. negocios familiares) sin importar las horas trabajadas; en particular no se trata al complemento de esta categoría como equivalente al ocio en los modelos de decisión de oferta laboral neoclásicos.

El cuadro 5.1 muestra la frecuencia relativa con la que se observan los diferentes resultados del juego de Stackelberg (y_l, y_s).

¹Esta decisión en el modelaje se toma en reconocimiento de la innegable persistencia de un componente “tradicional” en la organización interna de los hogares en México, antes que en el econométrista.

Cuadro 5.1: Frecuencia de las asignaciones

		Mujer		Total
		y_s		
		1	0	
Hombre	1	603 (19%)	1379 (44%)	63% 1982
	0	410 (13%)	776 (24%)	37% 1186
		32%	68%	
		1013	2155	3168

5.1. Variables explicativas

Para la función de reacción del seguidor y la regla de decisión del líder se consideraron inicialmente varias características individuales (específicas de cada miembro de la pareja) y del hogar que, como se ha mostrado en la vasta bibliografía sobre el tema, pueden influenciar las respectivas decisiones de oferta laboral. En particular se probaron en cada ecuación medidas de estudios formales de los individuos (años de escolaridad), experiencia laboral (años trabajados), edad, la pertenencia a algún grupo étnico, el número de personas que viven en el hogar, la presencia en el hogar de otros individuos en edad de trabajar (por género) y adultos mayores (que cuenten con 65 años de edad o más), el número de niños menores a 6 años viviendo en el hogar y si el hogar se encuentra en un medio rural (una población se considera rural cuando tiene menos de 2,500 habitantes). El cuadro 5.2 presenta las medias y desviaciones estándar (en paréntesis) de estas variables explicativas. Se muestran estas estadísticas descriptivas para la muestra completa y para cada posible resultado (y_l, y_s) por separado.

Como puede observarse, la edad promedio de los varones en la muestra es de alrededor de 40 años y de 37 años para el caso de las mujeres. En ambos casos la educación formal promedio rebasa los 8 años, es decir el segundo año de la educación secundaria. Es importante notar que aun cuando cercanas las cifras ésta es mayor para los varones. La diferencia en los años de experiencia laboral es particularmente notable, en promedio los varones en la muestra tienen 16.2 años más de experiencia que las mujeres.

La determinación última del conjunto de variables explicativas incluidas en los modelos estimados, se obtuvo a través de un análisis combinatorio usando un modelo probit bivariado que involucró como criterio la significancia individual y conjunta de los estimadores.² En ambas ecuaciones la pertenencia a algún grupo étnico resultó no significativa. Así mismo, variables demográficas como el tamaño del hogar (número de individuos), la presencia de adultos mayores varones y mujeres en edad de trabajar resultaron estadísticamente no significativas. En la ecuación probit del varón, respecto a la composición del hogar, sólo la presencia de otros varones en edad de trabajar resultó significativa y, en cuanto a sus características particulares a los individuos, sólo su propio nivel educativo y edad se mostraron significativas. En cuanto a la ecuación probit de la mujer, la presencia en el hogar de niños menores a seis años y adultos mayores mujeres se probaron significativas así como el que el hogar forme parte de una comunidad rural. Al igual que en la ecuación probit de los varones, sólo las características propias de las mujeres se probaron significativas en su ecuación en la que a la educación y edad se agrega la experiencia como variable estadísticamente significativa. Con base en estos resultados se especificaron el conjunto de variables explicativas en los modelos estimados.

²Adicionalmente, el número de variables explicativas incluidas en los modelos fue supeditada a la convergencia y desempeño de los evaluadores programados.

Cuadro 5.2: Estadísticas descriptivas
medias y desviación estándar (en paréntesis)

Variable	Subconjunto de la muestra				
	Completa (1,1)	(1,0)	(0,1)	(0,0)	
	Características del varón				
Educación	7.69 (3.87)	8.57 (3.83)	7.15 (3.53)	8.90 (4.29)	7.33 (3.99)
Edad	39.84 (10.3)	39.51 (9.12)	38.97 (10.46)	40.98 (9.99)	41.06 (10.87)
Experiencia	22.44 (11.45)	22.16 (10.64)	21.85 (11.47)	22.85 (11.31)	23.49 (12.02)
Indígena	0.12 (0.32)	0.11 (0.31)	0.11 (0.31)	0.11 (0.31)	0.13 (0.34)
	Características de la mujer				
Educación	7.12 (3.50)	8.10 (3.66)	6.6 (3.11)	8.58 (4.11)	6.53 (3.29)
Experiencia	6.20 (9.31)	12.90 (10.25)	2.68 (6.23)	13.72 (10.2)	3.27 (7.3)
Edad	36.75 (9.91)	36.62 (8.58)	35.86 (9.99)	37.94 (9.38)	37.83 (10.81)
Indígena	0.10 (0.29)	0.10 (0.30)	0.09 (0.29)	0.07 (0.26)	0.11 (0.32)
	Características del hogar				
Número de personas que conforman el hogar	4.65 (1.68)	4.58 (1.58)	4.70 (1.73)	4.48 (1.49)	4.70 (1.78)
Presencia de niños menores de 6 años en el hogar	0.66 (0.81)	0.55 (0.75)	0.74 (0.84)	0.52 (0.73)	0.68 (0.82)
Presencia de mujeres mayores a 65 años	0.03 (0.17)	0.03 (0.17)	0.02 (0.17)	0.03 (0.18)	0.03 (0.16)
Presencia de varones mayores a 65 años	0.02 (0.13)	0.02 (0.14)	0.01 (0.12)	0.02 (0.14)	0.02 (0.14)
Presencia de otros varones en edad de trabajar	0.42 (0.75)	0.39 (0.77)	0.38 (0.71)	0.43 (0.74)	0.50 (0.79)
Presencia de otras mujeres en edad de trabajar	0.41 (0.73)	0.40 (0.72)	0.39 (0.72)	0.45 (0.72)	0.45 (0.76)
Comunidad rural	0.39 (0.49)	0.25 (0.43)	0.44 (0.5)	0.29 (0.45)	0.46 (0.50)

Capítulo 6

Procedimiento de estimación y resultados

6.1. Metodología estadística

La ecuación de la función log de verosimilitud para el modelo de Stackelberg presentada anteriormente forma la base para el estimador de máxima verosimilitud con información completa (FIML por sus siglas en inglés).¹ Para la estimación se construyeron los evaluadores correspondientes usando el paquete estadístico STATA.²

Dada la complejidad de los evaluadores, se llevaron a cabo redes de búsqueda³ sobre los parámetros clave de los modelos para garantizar que el punto óptimo obtenido es de hecho un óptimo global. La red de búsqueda involucro pasos de 0.01 en el intervalo $[-0.99, 0.99]$ para los coeficientes de correlación ρ , en el intervalo $[-1.5, 1.2]$ para α_S en el modelo de Stackelberg y $[-1, 0.5]$ en el modelo de Nash, en el intervalo $[-1, 1]$ para α_I^1 y α_I^0 y en el intervalo $[-0.5, 0.5]$ para α_L , así como pasos de .001 y .0001 en las vecindades de los valores óptimos obtenidos. Todas las estimaciones fueron obtenidas usando el algoritmo de Berndt-Hall-Hall-Hausman (1974) (BHHH).

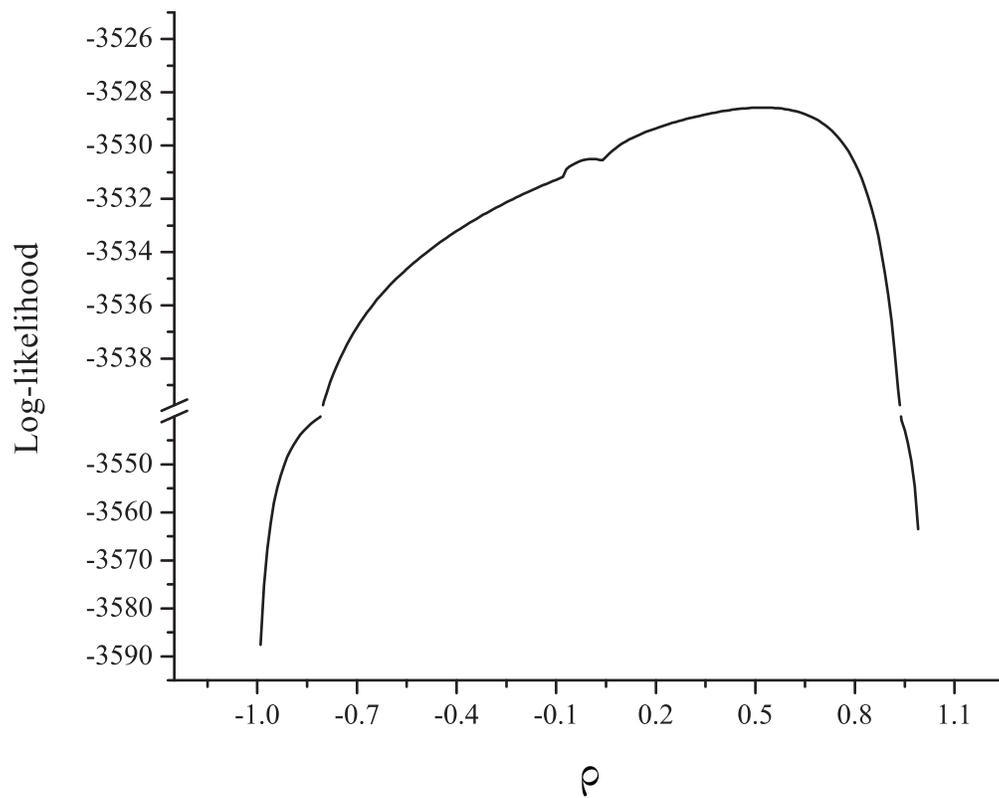
Las figuras 6.1-6.4 muestran el resultado de las redes de búsqueda sobre los parámetros del modelo de Stackelberg y las figuras 6.5-6.7 las del modelo de Nash. Es de notarse que las gráficas 6.1 y 6.2, muestran un máximo local en la vecindad del cero, debido probablemente al efecto positivo que tiene sobre las estimaciones el contemplar la interacción entre las decisiones modeladas. No es inusual que en la estimación econométrica de este tipo de modelos, los algoritmos dispuestos para su ajuste reporten la convergencia a estos máximos locales, lo que vuelve a las redes de búsqueda herramientas indispensables en la detección de estos eventos. Por nuestra parte, los resultados de las redes se muestran congruentes con la estimación completa de nuestros modelos completos en cuanto al rango en que se encuentran los parámetros estimados. En particular, las 4 redes de búsqueda del modelo de Stackelberg estiman el máximo de la función log de verosimilitud en el valor -3528.5709, así como las correspondientes al modelo de Nash le estiman en -3529.9934.

¹De manera analoga es posible derivar la función log de verosimilitud correspondiente al modelo de Nash a partir del cuadro 4.9.

²En particular se utilizaron evaluadores lf, d0 y d1. En esto se siguió de cerca a Gould, Pitblado y Scribney (2006) .

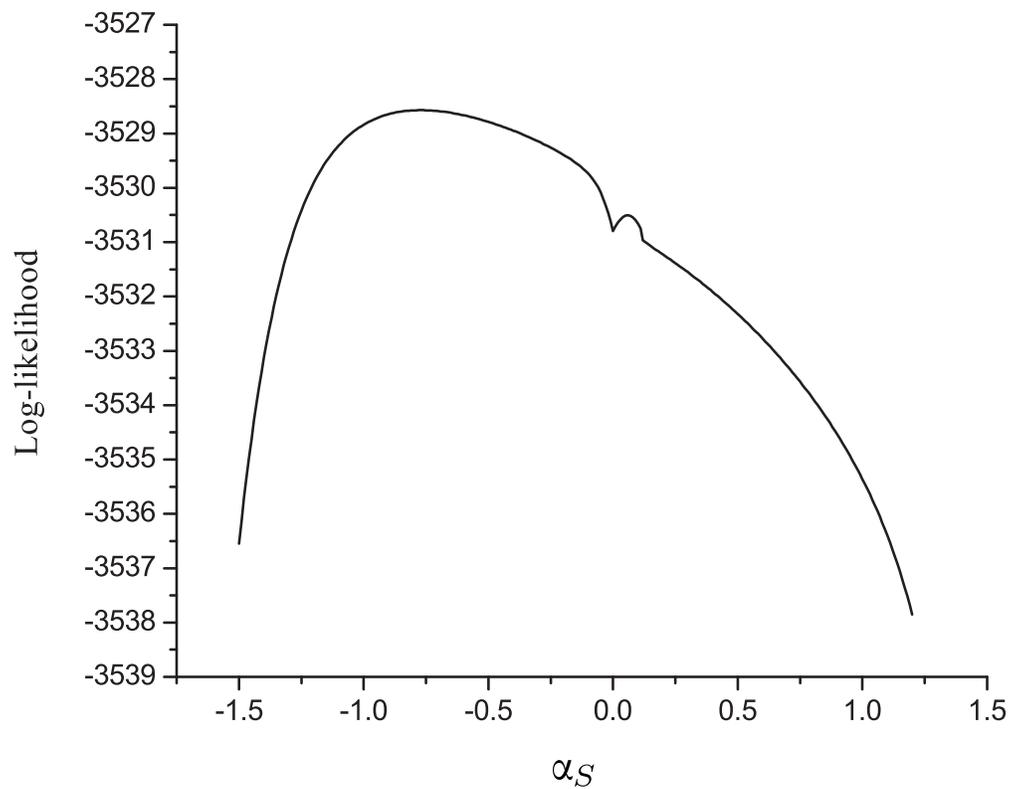
³Se corrieron las mismas estimaciones restringiendo los parámetros a valores particulares.

Figura 6.1: Modelo de Stackelberg: red de búsqueda para ρ



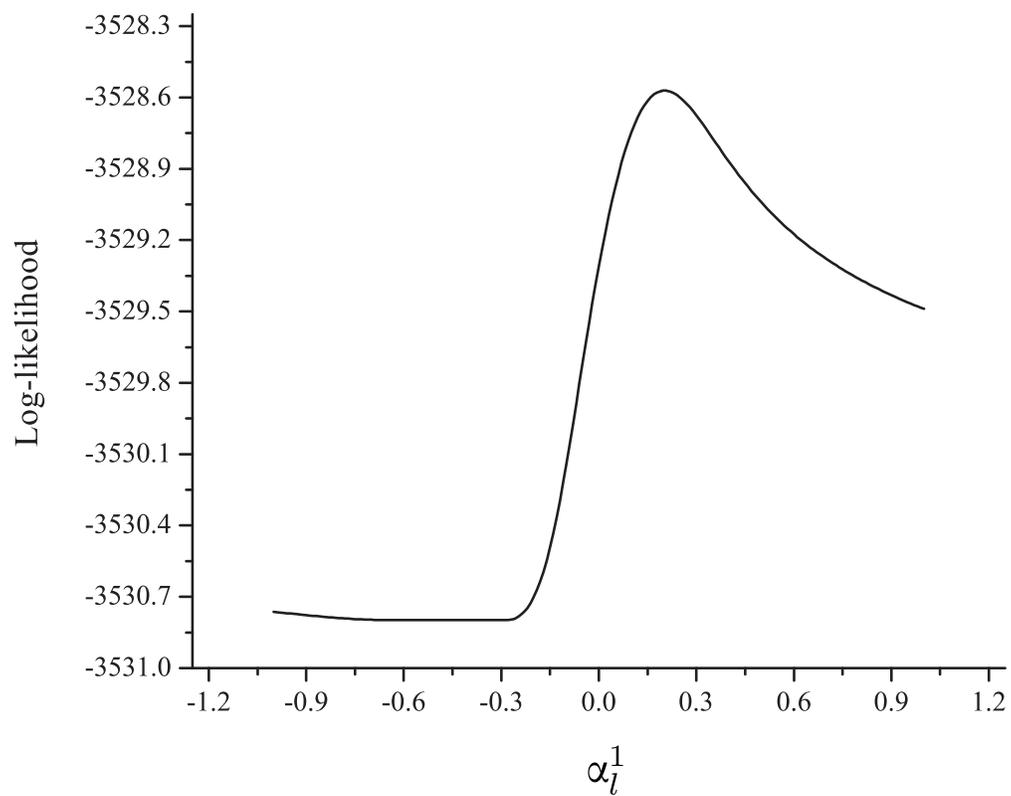
La figura muestra al valor de ρ que maximiza la función log de verosimilitud en el intervalo $[0.5229, 0.5238]$.

Figura 6.2: Modelo de Stackelberg: red de búsqueda para α_S



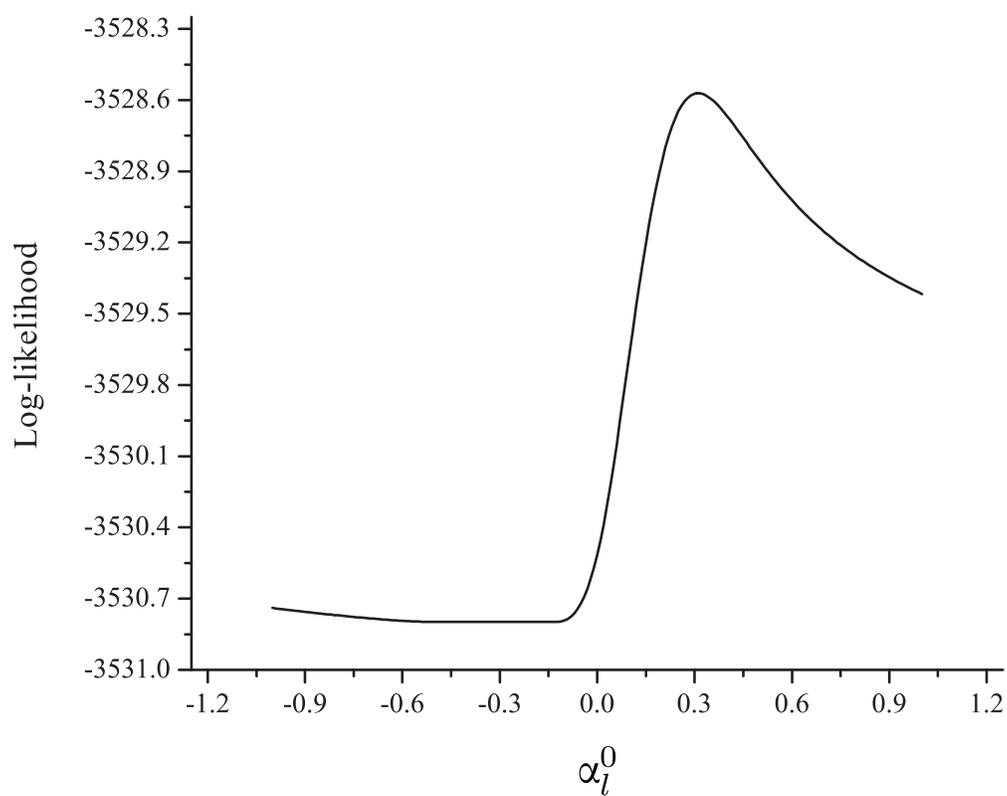
La figura muestra al valor de α_S que maximiza la función log de verosimilitud en el intervalo $[-0.7717, -0.7696]$

Figura 6.3: Modelo de Stackelberg: red de búsqueda para α_t^1



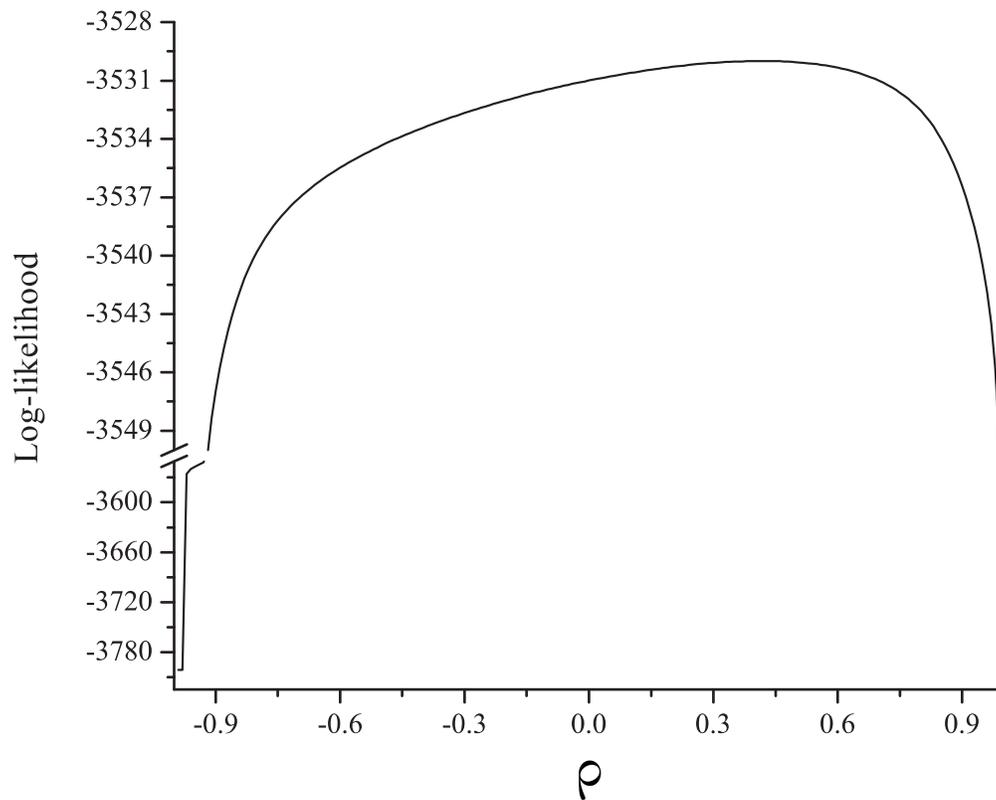
La figura muestra al valor de α_t^1 que maximiza la función log de verosimilitud en el intervalo $[0.2017, 0.2027]$.

Figura 6.4: Modelo de Stackelberg: red de búsqueda para α_l^0



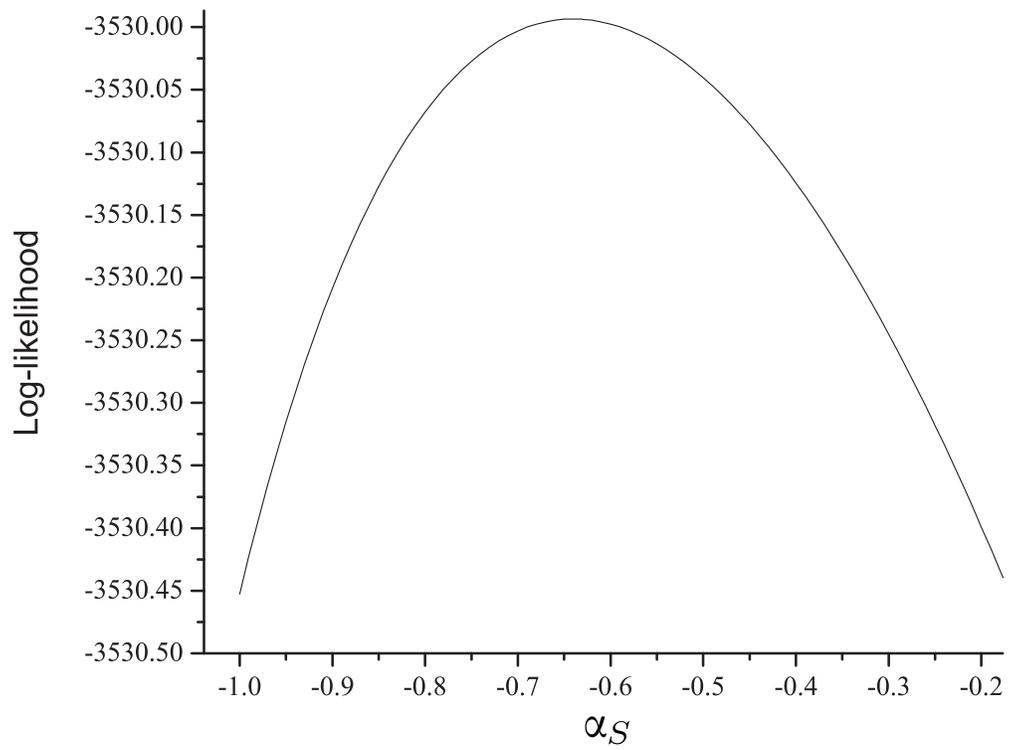
La figura muestra al valor de α_l^0 que maximiza la función log de verosimilitud en el algún punto dentro del intervalo $[0.2017, 0.2027]$.

Figura 6.5: Modelo de Nash: red de búsqueda para ρ



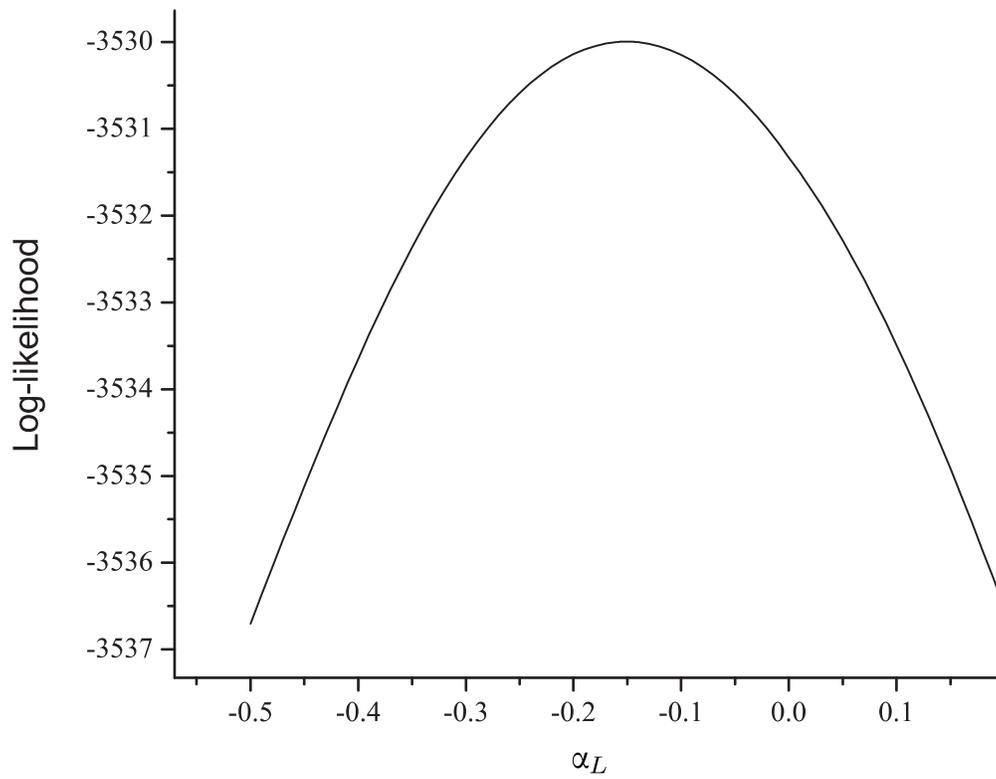
La figura muestra al valor de ρ que maximiza la función log de verosimilitud en el intervalo $[0.4144, 0.4198]$.

Figura 6.6: Modelo de Nash: red de búsqueda para α_S



La figura muestra al valor de α_S que maximiza la función log de verosimilitud en el intervalo $[-0.6445, -0.6355]$

Figura 6.7: Modelo de Nash: red de búsqueda para α_L



La figura muestra al valor de α_L que maximiza la función log de verosimilitud en el intervalo $[-0.1517, -0.1498]$.

6.2. Resultados

En este apartado se discuten los principales resultados de nuestras estimaciones. El cuadro 6.1 muestra el resultado de la estimación completa de los modelos estudiados. En primer lugar se atiende al efecto que sobre las decisiones en el modelo de Stackelberg se ha estimado tienen las características respectivas de cada individuo y la composición del hogar. Estos mismos resultados se observan con diferencias mínimas en el resto de los modelos. Luego de esta discusión de los efectos estimados, se avanza de la misma manera sobre las estimaciones realizadas de los parámetros que dan cuenta de la interacción entre los individuos y de su relación con los supuestos implícitos en los otros modelos así como sus implicaciones.

6.2.1. Características individuales

Las estimaciones correspondientes al modelo de Stackelberg, primera columna del cuadro 6.1, indican que varias características individuales y de la composición del hogar afectan las decisiones de oferta laboral de las parejas. Atendiendo al efecto que la edad propia de cada individuo tiene sobre las decisiones modeladas, en ambos casos el parámetro estimado resultó negativo y altamente significativo. Esto es que cuanto mayor sea la edad del varón menor es la probabilidad de trabajar 48 horas o más a la semana o de trabajar fuera del hogar para el caso de la mujer.⁴ En el caso de los hombres parece natural el que los problemas asociados a la edad actúen en defecto de la decisión de acometer las faenas que sumen por semana 48 horas o más. Este mismo signo negativo en el caso de la mujer, por otro lado, pudiera estar reflejando la posible persistencia de actitudes tradicionales hacia ciertos roles de género en las mujeres de mayor edad en nuestra muestra.

La propia educación formal alcanzada de cada individuo resulta también altamente significativa para ambos miembros de la pareja aunque con signos diferentes. El signo negativo de esta variable en el caso de los hombres, quiere decir que a mayor educación, los varones se encuentran menos inclinados a trabajar tanto como 48hrs por semana, quizá debido a las mejores condiciones y oportunidades de empleo asociadas a la educación formal. Por otro lado, para el caso de las mujeres, la mayor educación provee mayores incentivos para trabajar fuera de casa. Esto bien puede reflejar el hecho de que las mujeres más preparadas académicamente enfrentan un costo de oportunidad más alto al trabajar sólo en el hogar. Es natural pensar que conforme los individuos se preparan más académicamente, el salario potencial de mercado se incrementa, aumentando consecuentemente el costo de oportunidad de las mujeres de resumirse en amas de casa. Por otro lado, la educación también incrementa el abanico de oportunidades de empleo fuera del hogar. Este resultado es una regularidad en las estimaciones realizadas sobre participación laboral femenina (cf. Anderson y Dimon (1998)).

La influencia de la experiencia sobre el trabajo fuera del hogar de las mujeres es positiva y significativa; esto es, las mujeres que han trabajado más años fuera de casa son más proclives a seguir haciéndolo o empezar de nuevo. Al igual que la educación, la experiencia laboral suele ser un factor explicativo importante del salario potencial, por lo que a este resultado le aplica la misma interpretación ofrecida para la educación en el caso de las mujeres. Es más probable que mujeres con ofertas salariales mayores trabajen más, en promedio, fuera del hogar. Por otro lado, en el caso de los hombres, nuestro análisis preliminar sugiere que una vez que se ha controlado por los efectos de la edad y educación, la experiencia laboral no guarda ningún valor explicativo para nuestro modelo.

⁴Este resultado contrasta con las estimaciones realizada en un contexto similar por Acosta (2009). En sus estimaciones Acosta (2009) encuentra un efecto positivo y significativo de la edad sobre la decisión de participar en la fuerza laboral de la mujer en el marco de un juego de Nash cuando su pareja decide sobre la misma cuestión.

Cuadro 6.1: Estimaciones por máxima verosimilitud

		Modelo Stackelberg	Modelo Recursivo	Probit Individuales	Probit Bivariado	Nash
β_L	Educación (varón)	-0.0169*** (0.00619)	-0.0204*** (0.00596)	-0.0200*** (0.00606)	-0.0199*** (0.00606)	-0.0171** (0.00622)
	Edad (varón)	-0.0117*** (0.00248)	-0.0115** (0.00247)	-0.0111*** (0.00247)	-0.0110*** (0.00247)	-0.0111*** (0.00247)
	Otros varones en edad de trabajar	-0.0547* (0.0314)	-0.0526 (0.0322)	-0.0528 (0.0329)	-0.0526 (0.0329)	-0.0526* (0.0319)
	Intercepto	1.027*** (0.121)	0.957*** (0.115)	0.940*** (0.116)	0.938*** (0.116)	0.965*** (0.114)
	α_L		-0.109 ^a			-0.151 (0.0929)
	α_i^1		0.202 (0.183)			
	α_i^0		0.311* (0.168)			
β_S	Educación (mujer)	0.0536*** (0.00893)	0.0556*** (0.00892)	0.0602*** (0.00861)	0.0604*** (0.00860)	0.0562*** (0.00894)
	Experiencia (mujer)	0.0748*** (0.00590)	0.0782*** (0.00490)	0.0819*** (0.00373)	0.0819*** (0.00373)	0.0776*** (0.00536)
	Edad (mujer)	-0.0223*** (0.00332)	-0.0225*** (0.00348)	-0.0209*** (0.00354)	-0.0206*** (0.00354)	-0.0222*** (0.00346)
	Niños menores de 6 años	-0.132*** (0.0354)	-0.140*** (0.0363)	-0.149*** (0.0377)	-0.149*** (0.0377)	-0.139*** (0.0362)
	Adultos mayores mujeres	0.216 (0.148)	0.224 (0.158)	0.235 (0.166)	0.236 (0.166)	0.225 (0.157)
	Rural	-0.265*** (0.0592)	-0.284*** (0.0584)	-0.304*** (0.0581)	-0.304*** (0.0581)	-0.276*** (0.0590)
	Intercepto	0.0460 (0.313)	0.0127 (0.312)	-0.503*** (0.173)	-0.552*** (0.168)	-0.0283 (0.331)
	α_S	-0.770*** (0.281)	-0.677** (0.290)	-0.0608 (0.0551)		-0.640** (0.320)
	ρ	0.523*** (0.165)	0.380** (0.176)		-0.0322 (0.0339)	0.417** (0.184)
	log-Likelihood	-3528.571	-3531.329	-3532.236	-3532.394	-3529.993
	LR $\chi^2(g.l.)$		5.52 (2)	7.33 (3)	7.65 (3)	
	p-valor		(0.0634)	(0.0621)	(0.0539)	
	Wald $\chi^2(g.l.)$		4.2 (2)	17.68 (3)	20.49 (3)	
p-valor		(0.1222)	(0.0005)	(0.0001)		
AIC	7087.142	7088.659	7088.472	7088.789	7087.987	
Grados de libertad	(15)	(13)	(12)	(12)	(14)	
Observaciones	3,168	3,168	3,168	3,168	3,168	

^aImplicito en la estimación de α_i^1 y α_i^0

Errores robustos estándar en paréntesis

Niveles convencionales de significancia se indican: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

6.2.2. Características del hogar

Respecto a las estimaciones correspondientes a las características demográficas que influyen en las decisiones de los individuos, es una regularidad en este tipo de estudios el encontrar que la presencia de niños particularmente jóvenes se muestran como una restricción en las decisiones de oferta laboral, especialmente para las mujeres. En este sentido nuestras estimaciones no son una excepción, la presencia de niños menores de 6 años se estimó como un factor negativo y altamente significativo en la decisión de trabajar fuera de casa para las mujeres. No es ocioso notar que la presencia de niños muy jóvenes en el hogar actúa como un elemento disuasorio significativo al trabajo fuera del hogar únicamente de las mujeres, evidencia de que siguen siendo fuertes las perspectivas de género tradicionales en nuestro país. Si bien hay buenas razones para pensar que la presencia de niños muy chicos tiende a incrementar el salario de reserva de los nuevos padres, en México los varones tradicionalmente se ocupan menos del cuidado de los niños.

Siguiendo con los efectos de la estructura del hogar, es notable que el contar en el hogar con la presencia de mujeres mayores a 65 años tenga un efecto positivo significativo sobre la probabilidad de trabajar fuera del hogar de las mujeres. Tomados en conjunto este resultado y el efecto que tiene la presencia de niños pequeños en el hogar, es posible que la disposición en el hogar de otros adultos mujeres, que por su edad se menos probable que trabajen, reduzca los costos de las mujeres de trabajar fuera del hogar al saber que en dicha eventualidad los hijos más jóvenes se quedan al cuidado experto de las abuelas.

Atendiendo ahora a las variables utilizadas para explicar la decisión del varón, vemos que la presencia en el hogar de otros varones en edad de trabajar reduce la probabilidad de trabajar 48 horas o más a la semana. Es posible que la significancia estadística de esta variable recoja el efecto que otros ingresos familiares tienen sobre la oferta de trabajo del varón en la pareja. Después de todo, en nuestra muestra, alrededor del 95 % de los hombres en edad de trabajar tienen empleo.

Por último, el pertenecer a una comunidad rural (con población menor a 2,500 habitantes) se muestra como un factor importante que actúa en defecto de la decisión de las mujeres de trabajar fuera de casa. En este caso, el valor del parámetro es negativo y significativo al 1 %. Es probable que este resultado obedezca a la naturaleza y características de las relaciones y roles de género y incorporados en estereotipos culturales en las zonas rurales del país. Diferencias en la definición de los roles “apropiados” para hombres y mujeres entre poblaciones rurales y urbanas podrían estar detrás de diferencia notable en la manera en que las mujeres participan de relaciones con mercado laboral.⁵ En definitiva, roles culturales, bajos salarios potenciales y discriminación en el mercado laboral son factores todos que bien pueden seguir jugando un papel importante en hacer del trabajo doméstico la opción de empleo más viable para mujeres en nuestro país.

6.2.3. Parámetros de interacción

Los parámetros de interacción estratégica son de particular interés para nuestro análisis. En el cuadro 6.1 se observa que en el modelo de Stackelberg α_S y α_T^0 son estadísticamente distintos de cero, proveyendo evidencia de que la decisión de la mujer de trabajar o no fuera del hogar depende de la decisión del cónyuge y viceversa. Este resultado es interesante en sí mismo pues ayuda a dar respuesta a la pregunta por el tipo de comportamiento que conduce las decisiones de participación y oferta laboral de las parejas en los hogares mexicanos.

Como puede apreciarse en el cuadro anterior, el coeficiente α_S resultó altamente significativo. Este parámetro se estimó con signo negativo, y significa que la decisión de los varones de trabajar 48 horas

⁵Acosta (2009) encuentra de manera similar efectos significativos de la región del país sobre las decisiones de participación en fuerza laboral de las mujeres.

o más a la semana tiene efectos altamente significativos en términos estadísticos sobre la decisión de las mujeres de trabajar fuera de casa. Esto es evidencia estadística de que al tomar las mujeres la decisión de trabajar fuera de casa, un factor importante a considerar es el si sus parejas trabajan o no más de 48 horas por semana; actuando esto último en defecto de dicha decisión. Es posible que este parámetro esté recogiendo el efecto negativo sobre la participación en la fuerza laboral de las mujeres casadas de un incremento en el ingreso real de sus cónyuges, un patrón que Mincer (1962) fue el primero en señalar y que Anderson y Dimon (1998) encontraron para el caso de México. Por otro lado, es posible también que el parámetro esté recogiendo el comportamiento de las féminas ante participaciones intermitentes de sus parejas en el mercado laboral. Es de esperarse en este contexto que las mujeres cuyas parejas tienen empleos poco estables, tiendan a hacer contrapeso trabajando más fuera del hogar.

El hecho de α_l^1 sea estadísticamente indistinguible de cero significa en nuestro modelo que, en promedio, dado que el varón trabaja más de 48 horas por semana, no experimenta ningún cambio en su utilidad si su pareja trabaja o no fuera de casa, o es decir, es indiferente ante la acción tomada por su pareja. Como puede verse en la ecuación $y_l^* = X_L' \beta_L + \alpha_l^1 y_s(1) - \alpha_l^0 y_s(0) + \varepsilon_L$, el que α_l^1 sea estadísticamente igual a cero significa que la utilidad del varón, devenida de trabajar 48 horas o más a la semana, no se ve afectada por saber que su pareja también desea trabajar⁶ y, por ende, tampoco su probabilidad.

Por otro lado, la significancia estadística al 10 % del parámetro α_l^0 indica que no se observa la misma conducta indiferente del varón hacia las decisiones tomadas por su pareja cuando éste ha decidido trabajar menos de 48 horas por semana. El signo positivo de α_l^0 significa que la utilidad del varón devenida de no trabajar 48 horas o más a la semana se incrementa al saber que su pareja desea trabajar, toda vez que $\alpha_l^0 = U^L(0, 1) - U^L(0, 0)$.

En la interpretación del efecto que tiene la acción tomada por la mujer sobre la del varón, hay que observar que el signo positivo corresponde a la estimación del negativo de la contribución del parámetro a la función de verosimilitud, esto es $(-\alpha_l^0)$. Es decir, de acuerdo a nuestras estimaciones la probabilidad de trabajar 48 horas o más por semana disminuye cuando el varón, actuando como líder de Stackelberg, anticipa que su pareja desearía trabajar fuera del hogar en la eventualidad de que éste efectivamente no trabajara al menos las 48 horas.

Por otro lado la estimación significativa de ρ en el modelo de Stackelberg indica que los componentes aleatorios ε_L y ε_S de las utilidades están correlacionados de manera positiva. El valor de ρ que maximiza el valor de función log de verosimilitud es .52. Debe recordarse en este punto que en nuestro modelo ρ no es simplemente la correlación entre variables omitidas en las ecuación del varón y la mujer, sino que surge de una relación más complicada entre los términos ε_L y ε_S , donde $\varepsilon_L = \varepsilon_l^1 - \varepsilon_l^0$ y $\varepsilon_S = \varepsilon_s^1 - \varepsilon_s^0$, debido a la existencia de características no medidas o medibles comunes a las funciones de utilidad.

6.2.4. Comparación de Modelos

Una comparación simple entre los coeficientes estimados β_L y β_S (estadísticamente significativas) para los diferentes modelos indica que los signos de los coeficientes son bastante robustos respecto al tipo de interacción supuesta entre las parejas al interior del hogar.

Como se explicaba anteriormente, el modelo de Stackelberg se colapsa a un modelo recursivo de probabilidad si $\alpha_l^1 = \alpha_l^0 = 0$, a un modelo probit bivariado si adicionalmente se observa que $\alpha_S = 0$ y a un par de

⁶Baste recordar a este respecto que $\alpha_l^1 = U^L(1, 1) - U^L(1, 0)$. Es importante notar también que aún cuando α_l^1 es estadísticamente distinto de cero, ese parámetro no tiene ningún efecto sobre la propensión del varón a trabajar más de 48 horas por semana cuando su pareja decide no trabajar en esta eventualidad.

modelos probit individuales si $\rho = 0$. En el último panel del cuadro 6.1 de resultados principales se presentan las pruebas de cociente de verosimilitud (Likelihood-ratio test) y de Wald para los modelos recursivo ($\alpha_i^1 = \alpha_i^0 = 0$), probit individuales ($\alpha_i^1 = \alpha_i^0 = 0, \rho = 0$) y probit bivariado ($\alpha_i^1 = \alpha_i^0 = 0, \rho = 0$ y $\alpha_S = 0$) como modelos anidados en el de Stackelberg. De acuerdo a ambas pruebas los modelos probit bivariado e individuales se rechazan a favor del modelo de Stackelberg. En cuanto al modelo recursivo, si bien la prueba de razón de verosimilitudes se rechaza también a favor del modelo de Stackelberg, la prueba de Wald sólo le rechaza a un nivel de 12.2 %.

Como ya parecía indicar la significancia estadística de α_i^0 con un p-valor igual a 0.064, las pruebas permiten rechazar la hipótesis de que los datos fueron generados por el modelo recursivo de probabilidad. En otras palabras, debemos aceptar la hipótesis de que el varón toma en cuenta la acción condicional de su pareja al tomar su decisión de trabajar o no más de 48 horas por semana.

Dadas nuestras estimaciones y la interpretación anterior de las restricciones implícitas en el modelo recursivo usual, puede verse que estas restricciones no son realistas toda vez que imponen el que las utilidades del varón en la pareja (de trabajar o no 48 horas o más a la semana) no dependen del que su pareja trabaje fuera del hogar. Luego, la formulación del modelo recursivo usual es inapropiada ya que supone implícitamente que el líder es indiferente a la acción tomada por el seguidor en nuestro modelo. Aun cuando hemos supuesto al varón en la pareja como líder de Stackelberg, y en este sentido que éste toma primero su decisión de trabajar o no más de 48 horas a la semana, en principio, éste habría de tomar su decisión tomando en cuenta la acción condicional de su pareja al tomar su decisión, la restricción implícita en el modelo recursivo conduce a ignorar el efecto que tiene sobre la conducta del varón las decisiones de la mujer.

En ausencia de información directa sobre el proceso de toma de decisiones al interior de los hogares,⁷ la diferencia entre el modelo de Stackelberg y el de Nash es básicamente en su forma funcional. Una manera de comparar estos modelos es atendiendo al Criterio de Información de Akaike (AIC) también presentado en el cuadro de resultados para cada uno de los modelos. De acuerdo a nuestras estimaciones el modelo de Stackelberg se muestra preferido al modelo de Nash, y éste último a los modelos anidados en el modelo de Stackelberg. Es importante notar que los modelos recursivo, probit individuales y bivariado también se encuentran anidados en el modelo de Nash. Las pruebas correspondientes de razón de verosimilitudes y de Wald (no mostradas en el cuadro de resultados) permiten rechazar los modelos a favor del modelo de Nash con p-valores menores a (0.1062).

Las estimaciones de α_S muestran alguna variación entre columnas, siendo no significativo en la estimación del modelo probit individual.⁸ Por otro lado, es importante notar que los valores estimados para α_S son todos negativos. Esto significa que, ceteris paribus, el varón al trabajar 48 horas o más por semana vuelve a la mujer menos proclive a participar en la fuerza laboral. Sin embargo, los modelos de probabilidad recursivo y de Nash, parecen estimar sistemáticamente una mayor probabilidad de que ambos miembros de la pareja trabajen, $Pr(1, 1)$, si bien el modelo de Nash parece hacerlo en mayor medida. Este es un resultado que podría esperarse del modelo recursivo respecto al de Stackelberg toda vez que el primero deja de lado por completo el comportamiento estratégico del varón: el signo positivo y significativo de α_i^0 que como explicábamos anteriormente actúa en defecto de esta misma probabilidad.⁹ Por otro lado, es interesante que en contraste

⁷ Hay que recordar en este punto que en el modelo de Nash el proceso de toma de decisiones modelado es simétrico toda vez que los jugadores toman sus decisiones de manera simultánea. En el modelo de Stackelberg por otro lado hemos asumido el liderazgo del varón en la pareja.

⁸ Ya en el capítulo 3 se había adelantado la posibilidad de que la estimación de ecuaciones individuales condujera a errores en la estimación de parámetros relevantes. De acuerdo con nuestros resultados, la estimación de un modelo probit individual que, tomando la conducta de su pareja como exógena, tratase de capturar la decisión de participación de las mujeres, erraría al pasar por alto el impacto que tiene la propia decisión del cónyuge sobre la determinación de las féminas.

⁹ Hecho del que da cuenta el cuadro 4.8.

con el modelo de Nash, el modelo recursivo estime menores probabilidades para el mismo evento, siendo que el modelo de Nash no pasa por alto la posible interacción estratégica de los individuos. Una posible explicación es que la simetría en la estructura del modelo de Nash estime un efecto negativo del que la pareja trabaje fuera del hogar en la utilidad del varón (α_1^1).

Vale la pena notar que si bien en el cuadro 6.1 el parámetro α_L en el modelo de Nash no es significativo a los niveles convencionales de confianza éste se estimó con un p-valor de 0.105. Lo que indica la probable conducta estratégica del varón en el juego de Nash estimado en el mismo sentido que el detectado en el modelo de Stackelberg. Aun cuando intuitivos, este resultado difiere de los hallazgos de Acosta (2009). En sus estimaciones, Acosta (2009) no encuentra evidencia alguna de comportamiento estratégico por parte del varón en un juego de Nash, ciertamente más sofisticado y de participación laboral.

Capítulo 7

Conclusiones

En esta investigación hemos argumentado la necesidad de desbordar el modelo de individuos aislados que subyace a gran parte del trabajo empírico sobre oferta laboral en México. Usando datos de la ENNViH, se ha propuesto una formulación alternativa basada en la teoría de juegos. Como punto de partida, supusimos que las variables de oferta laboral observadas eran el resultado de equilibrio propio de la interacción entre parejas en los hogares; para generar así modelos estocásticos adoptando un marco de utilidad aleatoria.

Particularmente hemos estimado dos modelos diferentes de interacción fundados en los conceptos de equilibrio de Nash y de Stackelberg. Estos modelos se ha demostrado, pueden interpretarse, bajo este marco conceptual de teoría de juegos, como una generalización de otros modelos que pasan por alto el carácter endógeno de las decisiones: el modelo Probit Bivariado Recursivo, el modelo Probit Bivariado estándar y el modelo Probit univariado. La estimación de estos modelos, anidados en los modelos de interacción, nos ha permitido poner bajo prueba estadística la efectiva interacción de las decisiones de oferta laboral en los hogares.

En la especificación de nuestros modelos hemos utilizado diferentes variables independientes para hombres y mujeres con el fin de explotar la mayor variabilidad posible de los datos. En tanto que para las mujeres hemos considerado las opciones de trabajar o no fuera del hogar como su espacio de estrategias, en el caso de los hombres el espacio de estrategias ha consistido en la decisión de trabajar o no 48 horas o más por semana.¹ Nuestras estimaciones sugieren que los principales factores demográficos que ejercen influencia sobre las decisiones de oferta laboral de hombres y mujeres, son con mucho parecidos, si bien bajo diferentes contextos y metodologías, a los reportados en la vasta bibliografía del tema: edad, educación, número de hijos en edad preescolar, roles culturales, discriminación laboral, estructura del hogar.

Estos resultados, consistentes en los cinco modelos estimados, apuntan hacia la importancia de la reducción de los costos del cuidado infantil, el salario potencial en las decisiones de oferta laboral de las mujeres; así como de otras posibles fuentes de ingreso en el hogar para el caso de las mismas decisiones tomadas por los varones. A este respecto, nuestro trabajo se suma a la muy extensa evidencia empírica de la importancia de estos factores, discutida en parte para el caso de México en el capítulo 3.

Sin embargo, en adición a estos resultados, el marco analítico y econométrico propuesto para el estudio de la oferta laboral de los hogares en México, hizo posible poner bajo prueba estadística la pertinencia de modelar

¹ Considerar por otro lado decisión de participación de los hombres a la par con la de las mujeres, reduce considerablemente el margen en que es posible estudiar la interacción de las decisiones al interior de los hogares: en el caso de los hombres mexicanos, el vivir en pareja no parece dejar mucho margen para trabajar únicamente en el hogar. Esta estrategia nos ha permitido mejorar no sólo el desempeño de los evaluadores sino también el de las pruebas estadísticas sobre los parámetros de nuestros modelos.

las decisiones de oferta laboral de los hogares como resultado de la interacción estratégica de sus miembros. De acuerdo con nuestras estimaciones, hay evidencia empírica a favor de este tipo de modelaje. Toda vez que diversos modelos que no contemplan esta influencia recíproca de las decisiones se probaron anidados en los modelos de interacción estratégica, hemos sido capaces de rechazarlos a favor de la especificación propuesta; esto es, hemos sido capaces de rechazar la hipótesis de que los individuos no se comportan estratégicamente. Además, los coeficientes sobre los que se tenía fuertes expectativas respecto al sentido en que habrían de afectar las respectivas decisiones de oferta laboral, se probaron con los signos adecuados y estadísticamente significativos.

Particularmente, en cuanto a las características individuales y del hogar se refiere, la robustez a las diferentes especificaciones de los coeficientes estimados –así como de sus niveles de significancia–, nos permite afirmar la influencia estructural directa de los parámetros de interacción estratégica en el rechazo de las pruebas estadísticas a favor de los modelos que contemplan la interdependencia de las decisiones de oferta laboral individuales al interior de los hogares.² En definitiva, mucho parece permanecer inexplicado después de controlar por estas variables, y añadir la interacción estratégica de los agentes al modelo contribuye significativamente a la explicación de las decisiones de oferta laboral de las parejas.

Más aún, nuestro enfoque ha enfatizado el efecto que tiene sobre las estimaciones el suponer diferentes estructuras de decisión en la definición del proceso generador de las variables observadas. A este respecto, suponer el liderazgo –en el sentido de Stackelberg– del varón en la toma de decisiones, parece capturar razonablemente bien la interacción estratégica de las parejas al interior de los hogares mexicanos.³

Aun cuando nuestro modelo es relativamente complicado, como puede apreciarse a partir de su derivación estadística y los requerimientos de programación de los evaluadores correspondientes,⁴ estamos convencidos de que a partir de lo robusto de los resultados obtenidos, tanto en términos de los signos esperados de los coeficientes, como la significancia estadística de los parámetros de conducta estratégica, el análisis empírico de la oferta laboral en México necesita contemplar las estructuras de decisión al interior de los hogares.

Desde el punto de vista de la política pública, nuestros resultados tienen importantes implicaciones respecto a la aproximación necesaria para el modelaje y estimación de los parámetros de respuesta conductuales. Mismos que son necesarios para la evaluación de los efectos de cambios en la política social e incluso para la implementación de programas sociales que buscan promover el empleo.

Como han hecho notar Arceo y Campos (2010), el impacto que puedan tener los programas sociales depende estrictamente del efecto que tengan sobre las decisiones de oferta laboral de los individuos, particularmente sobre las decisiones de las mujeres. Lo que vuelve autoevidente la relevancia de las interacciones que respecto a estas decisiones observen los individuos al interior de los hogares.⁵

Nuestros resultados sugieren que programas específicamente enfocados a la equidad de género, como el *Programa Nacional de Igualdad entre Mujeres y Hombres (PROIGUALDAD)*, puede tener importantes efectos sobre la oferta laboral no sólo de su población objetivo sino también de otros miembros del hogar a través de la interacción de las decisiones observadas en los hogares. De esta manera, asuntos fundamentales

²Como ha sido argumentado por Heckman (1978), una justificación importante para el uso de modelos de ecuaciones simultáneas con cambio estructural es que estos modelos pueden distinguir la asociación estructural de la puramente estadística entre variables endógenas discretas.

³Permitir la simultaneidad de las decisiones (modelo de Nash) resulta en un efecto insignificante de la estrategia del la mujer sobre la decisión del varón, en tanto que el valor de la función de verosimilitud y los criterios de información no presentan esta modificación como una mejora en la especificación del modelo.

⁴Decimos aquí relativamente debido a que ciertamente nuestros modelos son simples en cuanto a variables explicativas se trata. Hemos hecho este sacrificio en las estimaciones en aras de la convergencia y desempeño de nuestros modelos.

⁵Sin lugar a dudas, entender las implicaciones que tiene programas específicamente enfocados a ciertos individuos sobre la oferta laboral de los hogares es particularmente importante en países en desarrollo.

sobre equidad y eficiencia que subyacen a la formulación de este tipo de políticas, precisan de un análisis que se ha vuelto más complejo en el contexto de las diferentes estructuras de toma de decisiones de las familias.

Cada vez más la investigación econométrica y el análisis teórico sugieren que en el análisis de la oferta laboral, es necesario considerar a los hogares para obtener un entendimiento satisfactorio de las decisiones individuales, señalando la importancia de estimar los parámetros conductuales de los hogares formados por dos adultos, especialmente si tienen a su cuidado niños en edad preescolar.⁶

Mucha investigación se ha dedicado las últimas tres o cuatro décadas al desarrollo y estimación de modelos de toma de decisiones de los hogares. A la fecha se sigue acumulando la evidencia empírica de que las políticas de promoción del empleo habrían de ser dirigidas a las familias antes que a los individuos, la mayoría de las cuales dependen de las decisiones tomadas por una pareja. El propósito principal de esta investigación ha sido contribuir al estudio de la oferta laboral en México desde esta perspectiva, cuya generalización del modelo estándar nos parece de la mayor relevancia. Esencialmente pensamos que esta investigación contribuye a repensar el problema de la oferta laboral en México como un problema de decisión de los hogares.

Si bien los datos muestran que en muchos hogares, tras la llegada de los hijos, hay una marcada división del trabajo, con las mujeres tendiendo a especializarse en la producción en el hogar de bienes y servicios, especialmente de cuidado infantil; no es para nada aventurado afirmar que las perspectivas culturales sobre el rol apropiado de las mujeres en el hogar han ido cambiando los últimos años y con ellas los procesos de toma de decisiones de las familias. Es decir, los hogares se han vuelto cada vez más heterogéneos respecto a las estructuras de decisión de oferta laboral de los miembros del hogar.

Si bien no es difícil especular sobre esta heterogeneidad de los hogares, mucho trabajo empírico necesita llevarse a cabo antes de tener una comprensión cabal de la estructura de decisión detrás de los fenómenos de oferta laboral en México. A este respecto, los modelos que hemos estimado pueden ser extendidos de manera natural para considerar modelos más generales de comportamiento de los hogares: diferentes conceptos de equilibrio, más jugadores y espacios de estrategias continuos.

⁶Los hallazgos de nuestra investigación apuntan, ciertamente, hacia las limitaciones de los estudios que obvian este problema en el análisis de la oferta laboral en México, y a la necesidad tanto de un marco conceptual adecuado como de estimaciones confiables y robustas sobre los parámetros conductuales.

Bibliografía

- [1] Acosta, B. A. 2009. *Econometric Estimation of Strategic Interaction Models*. Tesis (Doctor en Economía), El Colegio de México, Centro de Estudios Económicos.
- [2] Anderson, J. B. y D. Dimon. 1998. "Married Women's Labor Force Participation in Developing Countries: The Case of Mexico". *Estudios Económicos*, 13(1):3-34.
- [3] Apps, P. y R. Rees. 1988. "Taxation and the Household". *Journal of Public Economics*, 35:355-369.
- [4] Apps, P. y R. Rees. 2009. *Public Economics and the Household*, New York: Cambridge University Press.
- [5] Arceo, E.O. y R. M. Campos. 2010. "Labor Supply of Married Women in Mexico: 1990-2000". Mimeo.
- [6] Ashworth, J.S. y D.T Ulph. 1981. "Household Models". En *Taxation and Labor Supply*, ed. C.V. Brown. London: George Allen and Unwin.
- [7] Becker, G. S. 1965. "A Theory of the Allocation of Time". *Economic Journal*, 75:493-517.
- [8] Becker, G.S. 1973. "A theory of Marriage (Part I)". *Journal of Political Economy*, 81:813-46.
- [9] Becker, G.S. 1974. "A theory of Marriage (Part II)". *Journal of Political Economy*, 82:511-26.
- [10] Becker, G. S. 1981. *A Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press.
- [11] Bergstrom, C. A. y S. J. Heymann. 2005. "Impact of Gender Disparities in Family Carework on Women's Life Chances in Chiapas". *Journal of Comparative Family Studies*, 36(2):267-88.
- [12] Berndt, E., B. Hall, R. Hall, y J. Hausman. 1974. "Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models". *Annals of Social Measurement*, 3:653-665.
- [13] Berry, S. 1992. "Estimation of a Model of Entry in the Airline Industry". *Econometrica*, 60(4):889-917.
- [14] Bjorn, P., y Q. Vuong. 1984. "Simultaneous Models for Dummy Endogenous Variables: A Game Theoretic Formulation with an Application to Household Labor Force Participation". Working Paper, California Institute of Technology.
- [15] Bjorn, P., y Q. Vuong. 1985. "Econometric Modeling of a Stackelberg Game with an Application to Household Labor Force Participation". Working Paper, California Institute of Technology.
- [16] Blau, D. 1997. "Social Security and the Labor Supply of Older Married Couple". *Labor Economics*, 6:229-251.

- [17] Blundell, R. y R.J. Smith. 1993. "Simultaneous Microeconomic Models with Censored or Qualitative Dependent Variables". En G.S. Maddala, C. R. Rao y H.D. Vinod eds., *Handbook of Statistics*, vol. 11, 117-143.
- [18] Blundell, R. y R.J. Smith. 1994. "Coherency and Estimation in Simultaneous Models with Censored or Qualitative Dependent Variables". *Journal of Econometrics*, 64:355-373.
- [19] Bresnahan, T. F. y P.C. Reiss. 1990. "Entry in Monopoly Markets". *Review of Economic Studies*, 57(4), 57-81.
- [20] Bresnahan, T. F. y P.C. Reiss. 1991. "Empirical Models of Discrete Games". *Journal of Econometrics*, 48:57-81.
- [21] Brown, M., y C.F. Chuang. 1981. "Theoretical Constraints on a Household Bargaining Model". Working Paper. State University of New York at Buffalo.
- [22] Brown, M. y M. Manser. 1978. "Neoclassical and Bargaining Approaches to Household Decision Making with an Application to the Household Labor Supply Decision". Working Paper, State University of New York at Buffalo.
- [23] Cahuc, P. y A. Zylberberg. 2004. *Labor Economics*. Cambridge: The MIT Press.
- [24] Cerruti, M. 2000. "Intermittent Employment among Married Women: A Comparative Study of Buenos Aires and Mexico City". *Journal of Comparative Family Studies*, 31(1):19-43.
- [25] Chiappori, P. 1988. "Rational Household Labor Supply". *Econometrica*, 59:925-951.
- [26] Dercon, S. y P. Krishnan. 2000. "In Sickness and in Health: Risk-sharing within the Household in rural Ethiopia". *Journal of Political Economy*, 108:688-727.
- [27] García, B. y O. de Oliveira. 1994. *Trabajo femenino y vida familiar en México*. México: El Colegio de México.
- [28] Gong, X. y A. van Soest. 2002. "Family Structure and Female Labor Supply in Mexico City". *The Journal of Human Resources*, 37(1):163-91.
- [29] Gould, W., J. Pitblado y W. Scribney. 2006. *Maximum Likelihood Estimation with Stata*. Stata Press, tercera edición.
- [30] Green, W. 2008. *Econometric Analysis*. Pearson Education, sexta edición.
- [31] Gustman, A. y T. Steinmeier. 2000. "Retirement in Dual-Career Families: A Structure Model". *Journal of Labor Economics*, 18(3):503-545.
- [32] Hausman, J. 1985. "Taxes and Labor Supply". En *Handbook of Public Economics*, ed. A. Auerbach, y M. Feldstein. Amsterdam: North-Holland, 213-263.
- [33] Hausman, J. y P. Ruud. 1984. "Family Labor Supply with Taxes". *The American Economic Review*, 74: 242-48.
- [34] Hausman, J. A. y D. A. Wise. 1978. "A Conditional Probit Model for Qualitative Choice: Discrete Decisions Recognizing Interdependence and Heterogeneous Preferences". *Econometrica*, 52:541-61.

- [35] Heckman, J. J. 1978. "Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System". *Econometrica*, 46:931-60.
- [36] Heckman, J.J. y T.E. MaCurdy. 1980. "A Life Cycle Model of Female Labor Supply". *Review of Economic Studies*, 47: 47-74.
- [37] Hernæs, E., Jia, Z. y S. Strøm. 2001. "Retirement in Non-Cooperative and Cooperative Families". CESifo, working paper No 476.
- [38] Hiedemann, B. 1998. "A Stackelberg Model of Social Security Acceptance Decisions in Dual-Career Households". *Journal of Economic Behaviour and Organization*, 34:263-278.
- [39] Horney, M. J., y M.B. McElroy. 1988. "The Household Allocation Problem: empirical Results from a Bargaining Model". *Research in Population Economics*, 6:679-94.
- [40] Kapteyn, A. y P. Kooreman. 1992. "Household Labor Supply: What Kind of Data Can Tell Us How Many Decisions Makers Are?". *European Economic Review*, 36:365-71.
- [41] Kniessner, T. 1976. "An Indirect Test of Complementarity in a Family Labor Supply Model". *Econometrica*, 44:651-59.
- [42] Kooreman, P. 1994. "Estimation of Econometric Models of Some Discrete Games". *Journal of Applied Economics*, 9:225-68.
- [43] Kooreman, P., y A. Kapteyn. 1987. "A Disaggregated Analysis of the Allocation of Time within the Household". *Journal of Political Economy*, 95:223-49.
- [44] Kooreman, P., y A. Kapteyn. 1990. "On the Empirical Implementation of Some Game-Theoretic Models of Household Labor Supply". *Journal of Human Resources*, 25(25):584-98.
- [45] Leuthold, J.H. 1968. "An Empirical Study of Formula Income Transfers and Work Decision of the Poor". *The Journal of Human Resources*, 3:312-23.
- [46] Lundberg, S. 1988. "Labor Supply of Husbands and Wives: A Simultaneous Equations Approach". *The Review of Economics and Statistics*, 70:224-35.
- [47] Lundberg, S. y R. A. Pollak. 1994. "Noncooperative Bargaining Models of Marriage". *American Economic Review*, 84(2):132-137.
- [48] MaCurdy, T., Green, D. y H. Paarsch, H. 1990. "Assessing empirical approaches for analyzing taxes and labour supply". *Journal of Human Resources*. 25:415-490.
- [49] Maddala, G. S. 1983. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- [50] Maddala, G. S. y L. F. Lee. 1976. "Recursive Models with Qualitative Endogenous Variables". *Annals of Economic and Social Measurement*, 5:525-45.
- [51] Manser, M. y M. Brown. 1980. "Marriage and Household Decision-Making: A Bargaining Analysis". *International Economic Review*, 21:31-44.

- [52] McElroy, M.B. 1990. "The Empirical Content of Nash Bargained Household Behavior". *Journal of Human Resources*, 25(4):559-83.
- [53] McElroy, M.B. y M.J. Horney. 1981. "Nash-Bargained Household Decisions: Toward a Generalization of the Theory of Demand". *International Economic Review*, 22:333-47.
- [54] McFadden, D. 1974. "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior". En *Frontiers of Econometrics*, ed. P. Zarembka, New York: Academic Press.
- [55] McFadden, D. 1981. "Econometric Models of Probabilistic Choice". En *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, ed. C. Manski y D. McFadden, Cambridge: Massachusetts Institute of Technology Press.
- [56] McFadden, D. 1982. "Qualitative Response Models". En *Advances in Econometrics*, ed. W. Hildenbrand, Cambridge: Cambridge University Press.
- [57] Ransom, M.R. 1987. "An Empirical Model of Discrete and Continuous Choice in Family Labor Supply". *The Review of Economics and Statistics*, 59:465-72.
- [58] Rubalcava, L. y G. Teruel. 2006. *Guía del usuario para la Primera Encuesta Nacional sobre Niveles de Vida de los Hogares*. www.ennvih-mxfls.org
- [59] Samuelson, P. 1956. "Social Indifference Curves". *Quarterly Journal of Economics*, 70:1-22.
- [60] Schmidt, P. 1981. "Constraints on the Parameters in Simultaneous Tobit and Probit Models". En *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, ed. C. Manski y D. McFadden. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology Press.
- [61] Schultz, T. P. 1990. "Testing the Neoclassical Model of Family Labor Supply and Fertility". *Journal of Human Resources*, 25:599-634.
- [62] Smith, S. 1981. "Determinants of Female Labor Force Participation and Family Size in Mexico City". *Economic Development & Cultural Change*, 30(1):129-54.
- [63] Smith, R. y R. Blundell. 1986. "An Exogeneity Test for a Simultaneous Equation Tobit Model with an Application to Labor Supply". *Econometrica*, 54:679-85.
- [64] Thomas, D. 1990. "Intra-Household Resource Allocation: An inferential Approach". *Journal of Human Resources*, 25:635-664.
- [65] Udry, C. 1996. "Gender, Agricultural Production, and the Theory of the Household". *Journal of Political Economy*, 104:1010-1046.
- [66] Valero Gil, J. N. 1997. "Análisis de los cambios en la participación en el mercado de trabajo. Una aplicación al caso del área metropolitana de Monterrey". *Estudios Económicos*, 12(2): 157-82.
- [67] Wales, T. y A. Woodland. 1976. "Estimation of Household Utility functions and the Labor Supply Response". *International Economic Review*, 17:397-410.
- [68] Wong, R. y R. Levine. 1992. "The Effect of Household Structure on Women's Economic Activity and Fertility". *Economic Development & Cultural Change*, 41:89-102.

- [69] Yatchew, A. y Z. Griliches. 1985. "Specification Error in Probit Models". *The Review of Economics and Statistics*, 67(1):134-139.

Índice de cuadros

4.1. Funciones de reacción	11
4.2. Reglas de decisión	12
4.3. Equilibrios de Stackelberg	13
4.4. Condición para cada función de reacción	14
4.5. Reglas de decisión del líder	14
4.6. Condición para cada regla de decisión	15
4.7. Probabilidades asociadas a las observaciones	15
4.8. Probabilidades asociadas a cada resultado	16
4.9. El modelo de Nash	21
5.1. Frecuencia de las asignaciones	24
5.2. Estadísticas descriptivas	25
6.1. Estimaciones por máxima verosimilitud	35

Índice de figuras

4.1. Juego de Stackelberg	11
4.2. Funciones de reacción	12
4.3. Áreas de integración 1	17
4.4. Áreas de integración 2	18
6.1. Modelo de Stackelberg: red de búsqueda 1	27
6.2. Modelo de Stackelberg: red de búsqueda 2	28
6.3. Modelo de Stackelberg: red de búsqueda 3	29
6.4. Modelo de Stackelberg: red de búsqueda 4	30
6.5. Modelo de Nash: red de búsqueda 1	31
6.6. Modelo de Nash: red de búsqueda 2	32
6.7. Modelo de Nash: red de búsqueda 3	33